Comment mesurer les irrégularités de distribution des résultats publiés ?

Olivier Vidal

Comment mesurer les irrégularités de distribution des résultats publiés ?

Olivier Vidal,
Maître de Conférences à l'INTEC du CNAM
@dresse : olivier.vidal @ cnam.fr

Résumé de l'article :

L'étude des seuils comptables nécessite de mesurer des irrégularités de distribution des résultats publiés par les entreprises. Mais les instruments de mesure utilisés depuis 10 ans dans la littérature comptable ne sont pas stabilisés. L'article cherche à évaluer l'impact d'une méthode de mesure sur les résultats des études. Onze modes de calcul différents sont appliqués, année après année, sur une base constituée d'entreprises françaises cotées sur une période de 13 ans. Les résultats son nuancés. Les irrégularités sont suffisamment importantes pour être identifiées par l'ensemble des méthodes, mais leur amplitude varie fortement ce qui peut avoir d'importantes conséquences sur des études comparatives (évolution dans le temps ou dans l'espace).

Mots clefs :

Gestion du résultat, seuils comptables, irrégularité de distribution, distribution des résultats

Abstract:

The study of accounting thresholds requires measuring earnings distribution irregularities. But the measurement methods used in the accounting literature are not stabilized. The paper evaluates the impact of the measurement methods. Eleven different calculation methods are applied, year after year, on a base consisting of French listed companies over 13 years. The results are mitigated. The irregularities are severe enough to be identified by all methods, but their magnitude varies greatly and this may have important implications for comparative studies (evolution in time or space).

Keywords:

Earnings management, accounting thresholds, distribution discontinuity, earnings distribution

Introduction

Puisque les manipulations comptables (lorsqu'elles existent) sont cachées, il est légitime de se demander si les chercheurs ont les outils adaptés pour les identifier, mesurer leur ampleur, expliquer leurs causes et leurs conséquences. La méthodologie des accruals s'est développée à partir des années 1980 pour tenter de mesurer la part anormale, dans le résultat, des charges et produits calculés (c'est-à-dire des charges et produits n'ayant pas en contrepartie un flux réel de trésorerie). Une méthodologie très différente, fondée sur l'étude des irrégularités de distribution, s'est développée après 1995.

S'attendant à ce que la distribution statistique des résultats non manipulés des entreprises présente une allure « lisse », trois articles fondateurs (Hayn (1995 ; Burgstahler et Dichev 1997 ; Degeorge et al. 1999)) ont mis en évidence l'existence de discontinuités autour de certains seuils. Les auteurs les ont interprétées comme des manifestations de manipulations. L'étude des irrégularités de distribution est dès lors apparue, au début des années 2000, comme une alternative aux modèles complexes de mesure des accruals, alternative d'autant plus attractive qu'elle semble techniquement plus facile à mettre en œuvre.

Cependant, après dix années de publications sur le sujet, force est de constater qu'il existe une grande hétérogénéité dans les méthodologies d'étude des seuils. À tel point que certains auteurs ont remis en cause l'existence même des seuils comptables ou l'interprétation qui en est faite (Dechow et al. 2003 ; McNichols 2003 ; Glaum et al. 2004 ; Durtschi et Easton 2005). Les principaux problèmes soulevés sont l'influence de la largeur d'intervalle retenu pour effectuer les mesures, et l'impact de la variable de mise à l'échelle retenue. L'article s'intéresse à un problème peu évoqué jusqu'alors dans la littérature : le choix du calcul de l'irrégularité elle-même.

En effet, une irrégularité de distribution sous entend que, en un certain point, la distribution observée diffère de la distribution théorique, c'est-à-dire de la distribution des résultats qui auraient du être publiés en absence de manipulation. L'irrégularité est donc égale à la différence entre l'effectif observé et l'effectif théorique attendu en ce point. Toute la difficulté réside donc à estimer un effectif théorique. Or La littérature sur les seuils n'a pas arrêté une méthodologie homogène de mesure de l'effectif théorique, même si la plupart des auteurs s'inspirent de l'article fondateur de Burgstahler et Dichev (1997). Évitant la question de la loi théorique de distribution, les auteurs partent du postulat qu'en l'absence de manipulation, la distribution autour d'un intervalle quelconque devrait être lisse. Ils estiment dès lors l'effectif d'un intervalle par comparaison avec la moyenne des effectifs des intervalles adjacents. Mard (2004) apporte un certain nombre de développements à cette méthode par moyenne arithmétique. Une méthode par symétrie est également utilisée par Burgstahler et Dichev (1997) et par Mard (2004). Dechow, et al. (2003) utilisent pour leur part des interpolations linéaire et exponentielle et Bisson, et al. (2004) ont recours à une extrapolation linéaire.

Puisque plusieurs méthodes d'estimation des effectifs théoriques sont utilisées, la question se pose de savoir si le choix d'une mesure influence les résultats des études. Pour répondre à cette question, une étude empirique est menée et compare 22 mesures possibles des irrégularités observées dans les distributions des résultats publiés par les entreprises cotées françaises. Ces mesures ont été reproduites sur les 13 années de l'étude, de 1992 à 2004.

Les résultats sont nuancés. Les irrégularités de distributions sont suffisamment importantes pour qu'elles soient identifiées quelle que soit la mesure retenue. Par contre, leur amplitude varie fortement en fonction de la méthode retenue, ce qui peut fortement modifier les résultats d'études comparatives. Dans ce contexte, les mesures par interpolations linéaires, qui fournissent des estimations médianes, sont à favoriser. Les mesures par symétrie ou par extrapolation fournissent au contraire des mesures extrêmes qui sont difficiles à justifier sans postulat sur l'allure générale de la distribution. En conclusion, l'article souligne que les mesures utilisées dans la littérature sont toutes non paramétriques, et que l'incapacité de déterminer une loi mathématique de distribution est un frein aux mesures d'irrégularité.

La première partie présente les études sur les seuils. La deuxième partie dresse un panorama des mesures des irrégularités. La troisième partie présente la démarche de l'étude empirique, et la quatrième partie sa mise en œuvre. Les résultats sont présentés dans la cinquième partie.

1. Les irrégularités de distribution

L'étude des seuils comptables est à l'origine d'un nombre important et croissant de publications ces dernières années dans les revues internationales. Elle est apparue en effet comme une alternative aux mesures d'accruals pour étudier la gestion du résultat. Une première sous-partie souligne la démarche fondamentalement empirique de cette méthodologie de recherche qui se fonde sur l'observation des distributions de résultats publiés, et la constatation de discontinuités, sans pour autant connaître la véritable loi de distribution théorique. Une seconde sous-partie présente les différents seuils observés, et une troisième sous-partie leur observation graphique.

1.1. Une démarche résolument empirique

L'approche par les seuils est une démarche empirique qui se fonde sur les caractéristiques de la loi de distribution de l'ensemble des résultats. Cette approche par les seuils pose un problème conceptuel : elle se fonde sur une qualité, non pas du résultat individuel d'une entreprise, mais de l'ensemble des résultats d'une population. C'est une approche empirique globale. Le référentiel n'est pas la nature d'un résultat, mais de la distribution d'un grand nombre de résultats.

Le problème, c'est que les règles comptables permettant de définir un résultat sont appliquées de manière individuelle, pour coller à la réalité de chaque entreprise. Elles ne tiennent pas compte des résultats des autres entreprises. Elles ne visent pas à obtenir une loi de distribution homogène quelconque. Il existe des indices de performance construits en relation avec les performances de l'ensemble d'une population. Ce sont des indices de performance relative. C'est le cas du classement Elo aux échecs ou du test du quotient intellectuel (QI). Ces indices visent à mesurer la performance d'un individu par rapport à la performance de ses « concurrents ». Ce n'est pas du tout la logique du résultat comptable.

Conceptuellement, le postulat qui pose comme référentiel de la qualité du résultat le comportement de l'ensemble d'une population suppose que la performance des entreprises obéit à des lois statistiques, loi des grands nombres… sans pour autant la connaître. La loi

Normale est parfois évoquée, mais personne ne peut affirmer que la distribution des résultats annuelle doive suivre une loi Normale. Pour sortir de ce paradoxe, les chercheurs mettent en œuvre des mesures appelées « non paramétriques » car elles tentent de s'affranchir de l'étude des « paramètres » de la loi de distribution théorique des observations. Pour se faire, les chercheurs se limitent à l'étude des caractéristiques de la distribution aux abords du seuil étudié en postulant que la distribution devrait être lisse en l'absence de gestion du résultat.

La force de l'approche par les seuils, c'est sa puissance empirique. On constate un phénomène qui est difficilement justifiable théoriquement, mais qui intuitivement, ne semble pas étonnant.

1.2. Les différents seuils identifiés

Burgstahler et Dichev (1997) sont les premiers à étudier les irrégularités de distribution des résultats comptables. Ils mettent en évidence deux discontinuités sur un échantillon de plus de 4 000 entreprises américaines : (1) Seuil du résultat nul et (2) Seuil des variations de résultat nulles. Degeorge, et al. (1999) ont étudié les irrégularités de distribution de la variable bénéfice par action aux États-Unis. Ils confirment les résultats de Burgstahler et Dichev (1997) et identifient un troisième seuil : (3) Seuil des prévisions des analystes. L'existence de ces trois irrégularités a été largement observée depuis les articles précurseurs, et ce, dans des contextes variés.

1.3. Les observations graphiques

La démarche la plus simple pour identifier les irrégularités est l'observation visuelle des distributions. À plusieurs reprises dans la littérature, des auteurs se contentent d'une observation graphique pour illustrer un propos. Cette observation peut parfois pallier le fait que les tests statistiques ou les mesures effectuées ne suffisent pas à justifier les écarts constatés visuellement.

Ainsi, dans leur article fondateur, Burgstahler et Dichev (1997) commentent le graphique reproduit Figure 1 en écrivant : «Une observation visuelle des distribution peut compenser (…) et, dans ce cas, confirme la prédiction. Du panel A au Panel C, on observe une augmentation aussi bien du nombre des entreprises manipulatrices que de la mesure dans laquelle les résultats manipulés affectent des intervalles au-delà des deux intervalles immédiatement adjacents au zéro»[1].

[1] Traduction de : « Visual inspection of the distributions can compensate (…) and, in this case, provides evidence consistent with the prediction. Moving from Panel A to Panel C, there is evidence of an increase in both the proportion of observations managed and the extent to which earnings management affects intervals other than the two intervals immediately adjacent to zero ».

Figure 1 : Figure issue de l'article de (Burgstahler et Dichev 1997)

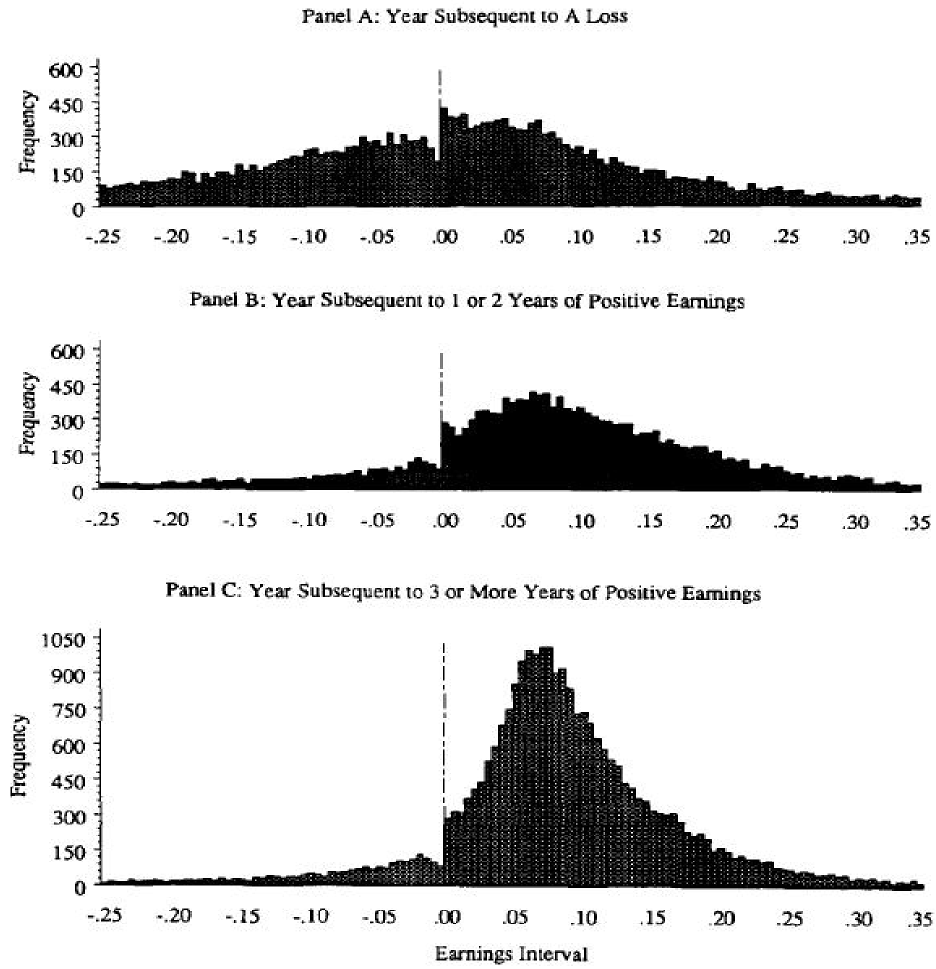


Fig. 4. Three empirical distributions of earnings scaled by market value categorized according to the pattern of preceding earnings for the firm. Panel A: the distribution for the years immediately following a loss; Panel B: the distribution for the years following exactly one or two years of positive earnings; and Panel C: the distribution for the years following three or more years of positive earnings. (See Fig. 3 for detailed definitions of variables.)

De même, Dechow et al. (2003) écrivent en commentant le schéma reproduit Figure 2 : « La figure (a) présente la distribution des résultats des entreprises cotées depuis moins de deux ans. Conformément avec l'hypothèse d'un biais de cotation, la discontinuité est plus prononcée pour ces entreprises récemment cotées. La figure (b) présente la distribution des résultats des entreprises qui ont plus de vingt ans. Une discontinuité plus petite est observable pour ces entreprises, mais elle demeure. Ces observations suggèrent que les conditions nécessaires pour entrer en bourse fournissent une explication partielle mais pas complète de l'existence des discontinuités. »[2]

[2] Traduction de : « Figure 7(a) provides a plot for firms that have been listed on an exchange for two years or less. Consistent with a listing bias, the kink is more extreme for newly listed firms. Figure 7(b) presents a plot of firms that are over twenty years of age. A smaller kink is observable for these firms, but the kink is still there. This suggests that exchange-listing requirements provide a partial but not complete explanation for the kink. »

<ins>**Figure 2 : Figure issue de l'article de (Dechow et al. 2003)**</ins>

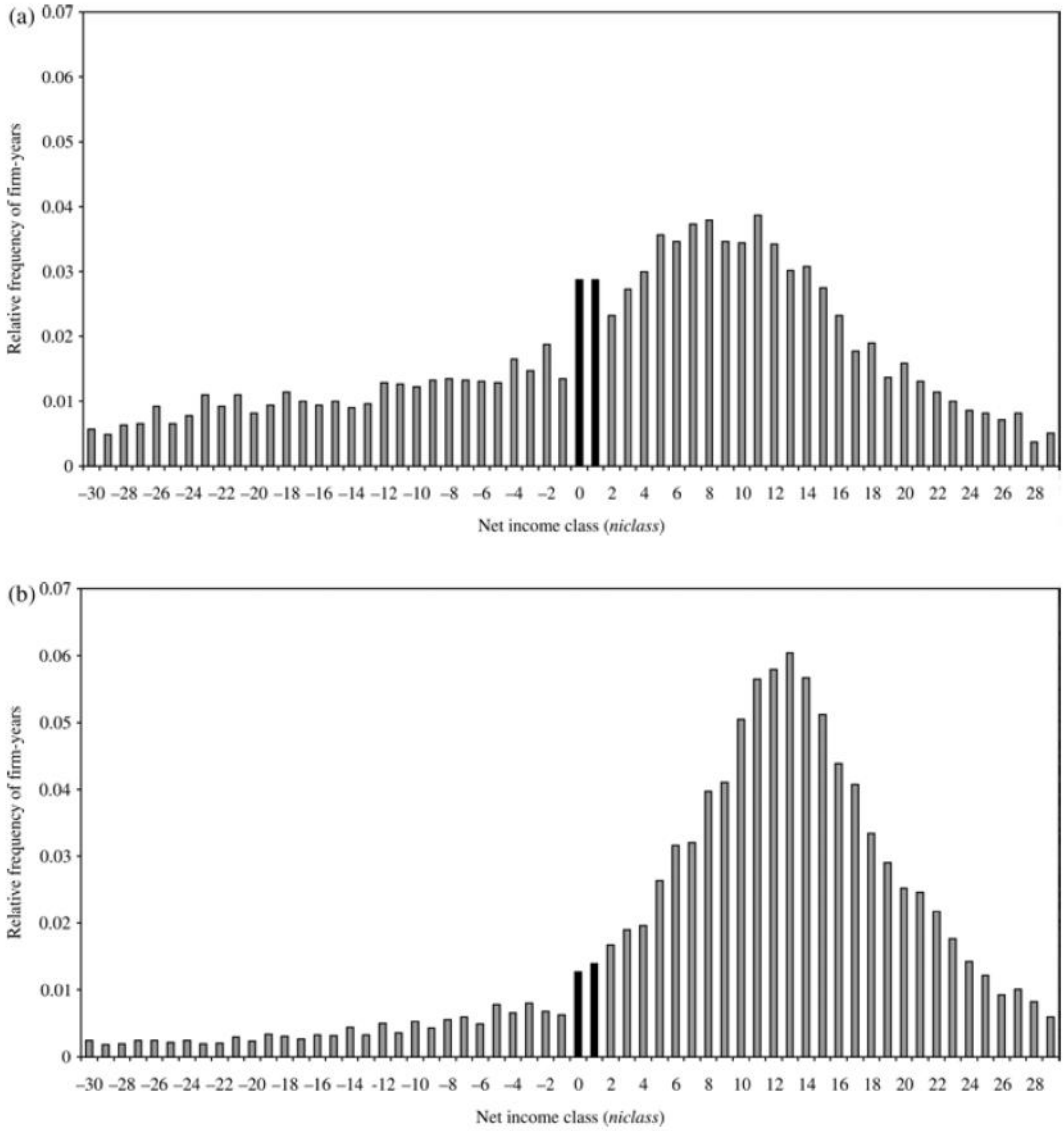


Figure 7. (a) The distribution of net income scaled by market value for firms listed for two years or less (4454 firm-years). (b) The distribution of net income scaled by market value for firms listed for more than twenty years (9016 firm-years).

Dans les deux cas ci-dessus (Figure 1 et Figure 2), de telles observations graphiques semblent cependant insuffisantes pour effectuer des comparaisons fiables. Elles relèvent davantage d'une intuition argumentée. Les chercheurs ont donc développé des instruments de mesure des irrégularités afin de pouvoir effectuer des comparaisons.

2. Les mesures d'irrégularités dans la littérature

Au-delà de la seule constatation visuelle, de nombreuses études ont tenté d'effectuer des comparaisons dans le temps −évolution− (Brown 2001 ; Dechow et al. 2003), dans l'espace −comparaisons internationales− (Leuz et al. 2003 ; Glaum et al. 2004 ; Daske et al. 2006), ou entre les différents seuils −hiérarchisation− (Degeorge et al. 1999 ; Kasznik 1999 ; Brown et

Caylor 2005). Pour effectuer des comparaisons, il faut mesurer l'irrégularité. En effet, il est différent de répondre aux deux questions suivantes : (1) « y a-t-il irrégularité ? » et (2) « une irrégularité observée est elle plus ou moins importante qu'une autre ? ». Dans le premier cas, il suffit de constater une irrégularité, ou graphiquement, ou par un test statistique. Dans le second cas, il ne suffit plus de répondre de manière binaire « oui ou non ». La comparaison nécessite un instrument de mesure de l'irrégularité qui soit suffisamment fiable pour être comparable.

Les différentes mesures utilisées[3] dans la littérature sont présentées ci-dessous. Elles sont divisées en deux grandes catégories : (1) les mesures linéaires (moyenne arithmétique, interpolation et extrapolation), et (2) les mesures qui tiennent compte de la non linéarité de la distribution (symétrie, interpolation exponentielle). Enfin, (3) un tableau synthétise les différentes mesures, et précise leurs limites théoriques.

2.1. Mesures linéaires de l'amplitude

Dans leur article fondateur, Burgstahler et Dichev (1997) font deux estimations successives : (1) « existence de la gestion du résultat »[4] est une estimation destinée à tester la significativité de l'irrégularité, et (2) « importance de la gestion du résultat »[5] est une estimation de l'ampleur des manipulations (c'est-à-dire graphiquement le la « hauteur » de la discontinuité). La seconde estimation fondée sur la symétrie supposée de la distribution est étudiée dans la sous-partie 2.2.

La première mesure (« existence ») effectuée par les auteurs estime la population d'un intervalle i par la moyenne entre les populations des deux intervalles adjacents, c'est-à-dire qui encadrent l'intervalle étudié : i+1 et i-1. C'est une moyenne arithmétique. Par la suite, des interpolations et extrapolations linéaires ont été proposées pour élargir l'intervalle de référence, sans remettre en cause la linéarité du modèle.

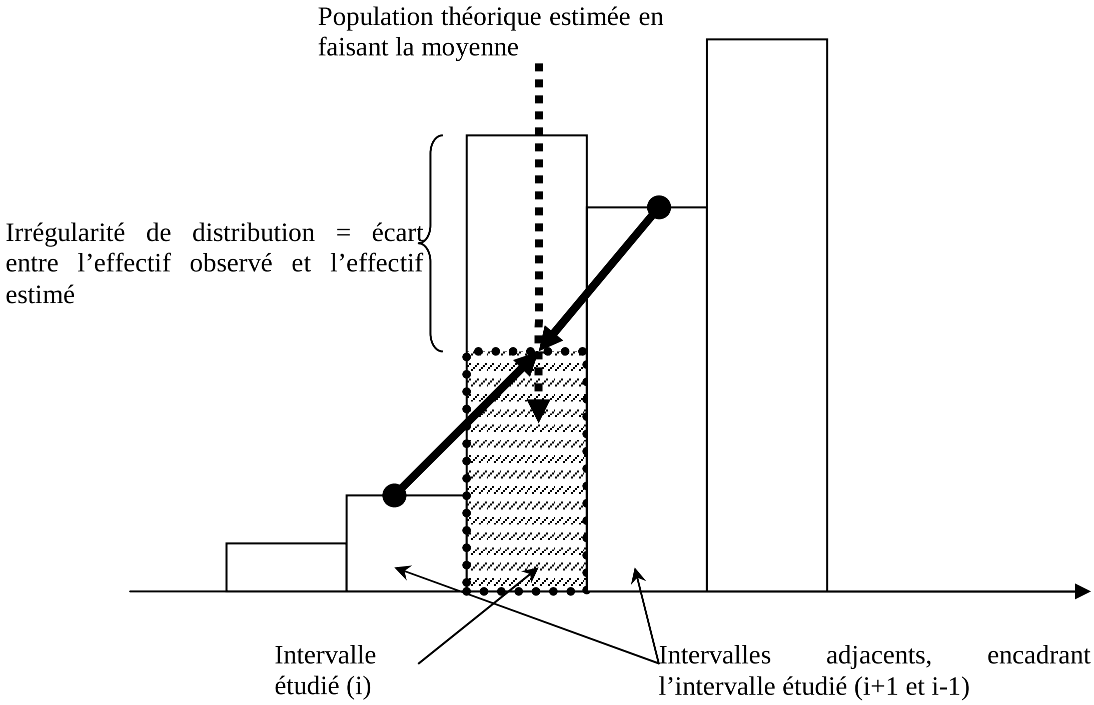
[3] Seules les mesures d'irrégularité à proprement parler sont présentées ici, c'est-à-dire les mesures nécessitant de connaître un effectif attendu (théorique) pour estimer l'irrégularité par différence avec l'effectif observé. Les indicateurs d'asymétrie, qui sont des mesures s'affranchissant de toute estimation théorique, sont ignorés. Sur ce sujet, voir l'article de Vidal (2009).

[4] En anglais, les auteurs parlent de « existence of earnings management ».

[5] En anglais, les auteurs parlent de « prevalence of earnings management ».

2.1.1. Les moyennes arithmétiques

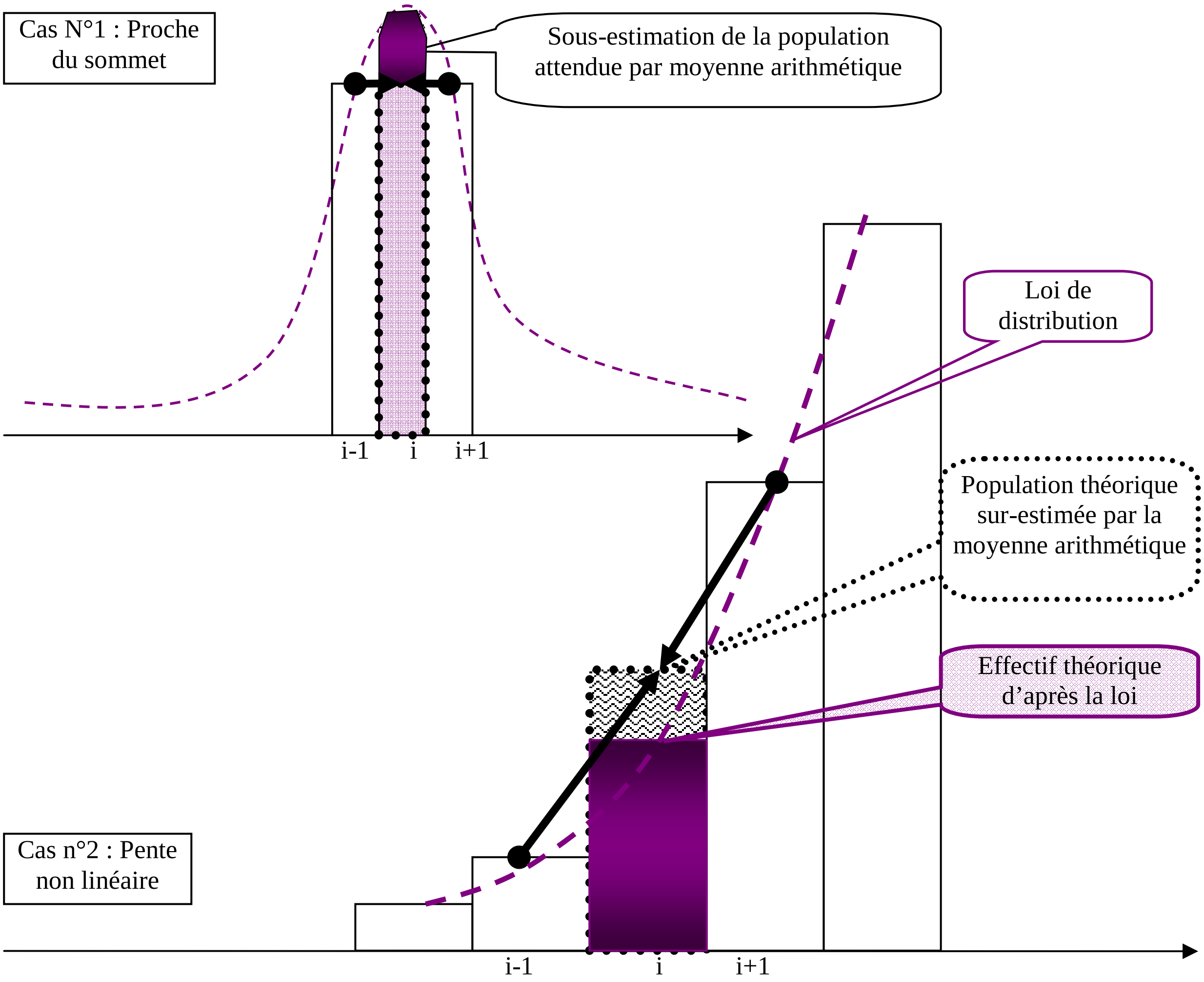
Figure 3 : Mesure par moyenne arithmétique des deux intervalles adjacents



Cette approximation a un énorme avantage souligné par Burgstahler et Dichev eux-mêmes : il n'est pas utile de connaître la loi de distribution de la variable pour calculer l'effectif théorique. C'est une méthode qui privilégie la robustesse et la simplicité à la précision. L'estimation de l'effectif théorique par une moyenne arithmétique pose trois problèmes majeurs :

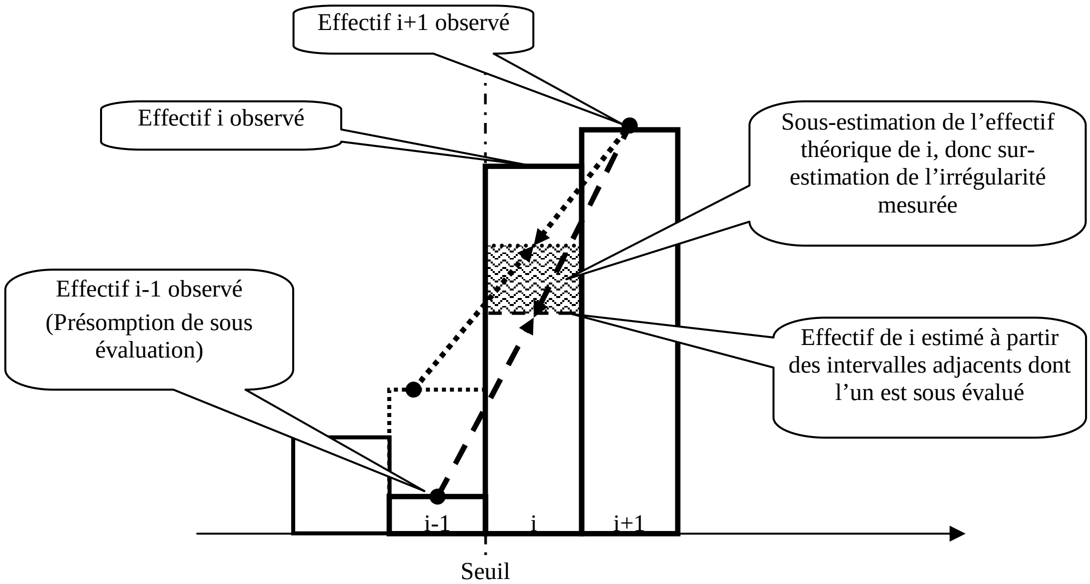
(1) Premièrement, lorsque l'effectif étudié est proche du sommet de la distribution, il y a inversion de la pente de la courbe. La moyenne entre les deux intervalles adjacents ne peut plus être une bonne approximation de la population étudiée. De manière plus générale, puisque la pente n'est pas une constante dans une distribution gaussienne (la distribution n'est ni linéaire, ni monotone), le calcul aura tendance à surestimer l'effectif lorsque l'on se situe sur une portion théorique de distribution concave (dérivée seconde supérieure à zéro), et à la sous-estimer sur des portions convexes (proche du sommet).

Figure 4 : Moyenne arithmétique, non monotonie et non linéarité de la distribution



(2) Deuxièmement, pour estimer la population d'un intervalle par la moyenne entre les deux intervalles adjacents, les auteurs font comme si les effectifs des deux intervalles adjacents sont fiables. Or les auteurs observent autour des seuils deux phénomènes distincts : une sur-représentation des entreprises situées au dessus du seuil, et une sous-représentation des entreprises situées en dessous du seuil. Il en découle que les mesures par moyenne arithmétique estiment un effectif théorique en interpolant des effectifs eux-mêmes présumés irréguliers. Ainsi, l'effectif théorique de l'intervalle situé juste au dessus du seuil aura tendance à être sous-estimé s'il est estimé à partir de l'intervalle juste inférieur (puisque lui-même sous-représenté). Ceci conduit en général à surestimer le nombre irrégulier d'entreprises faiblement bénéficiaires.

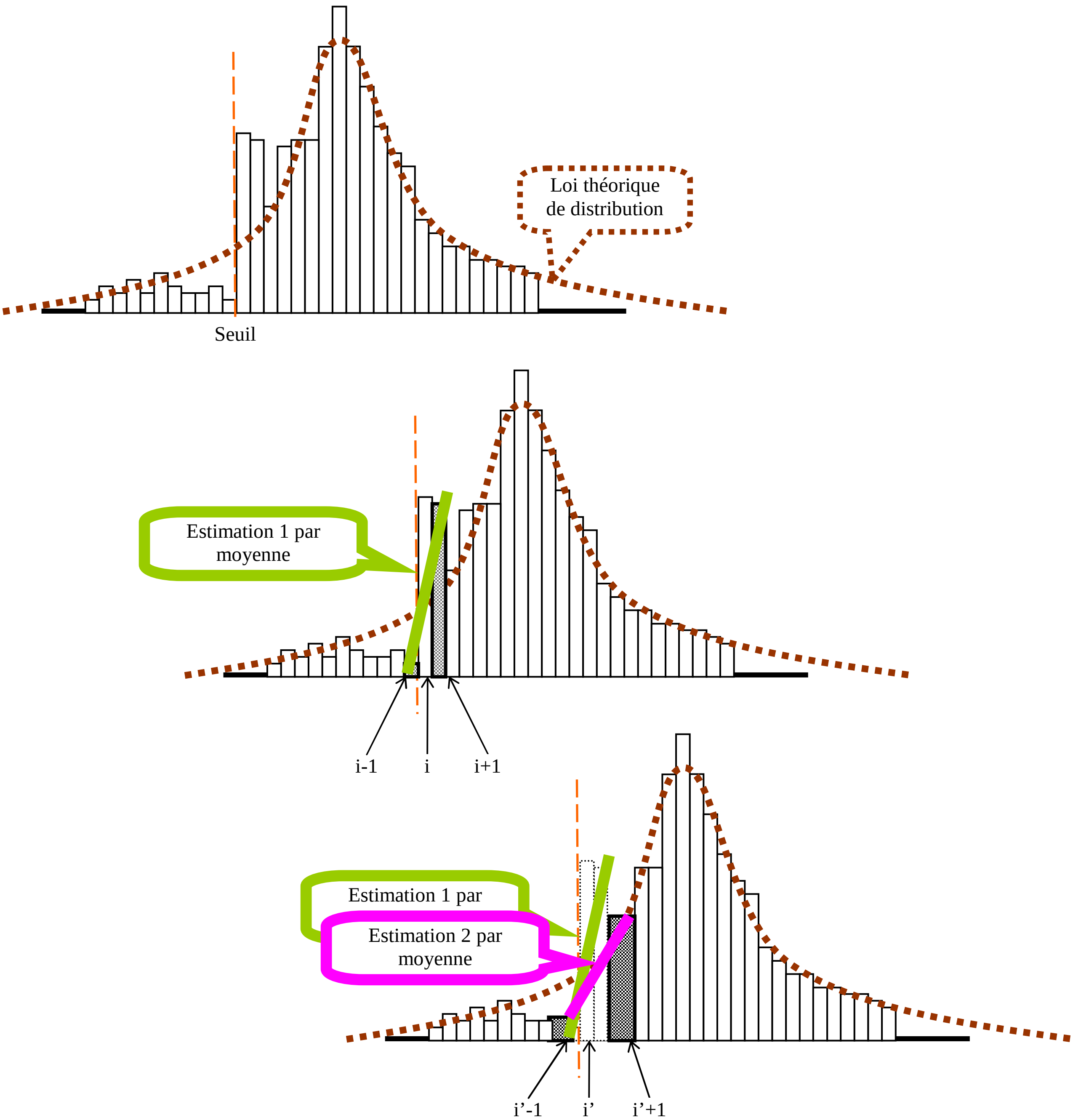
Figure 5 : Utilisation d’un intervalle potentiellement irrégulier pour mesurer l’irrégularité



Burgstahler et Dichev (1997) évoquent ce problème et tentent d’y répondre par deux tests : l’un pour l’intervalle juste supérieur, et l’autre pour l’intervalle juste inférieur à zéro. Cette précision ne supprime cependant pas le problème.

(3) Troisièmement, le choix de la largeur des intervalles, ou du nombre d’intervalles étudiés, peut influencer considérablement la mesure de l’irrégularité. C’est ce qu’illustre la Figure 6. L’estimation 1 de l’effectif théorique de l’intervalle i est réalisée en faisant la moyenne des intervalles i-1 et i+1. L’estimation 2 est réalisée en élargissant les intervalles. L’intervalle i’ étudié est désormais égal à la somme des intervalles i et i+1. L’estimation est réalisée en calculant la moyenne des effectifs des intervalles i’-1 qui est la somme des intervalles i-1 et i-2, et i’+1 qui est la somme des intervalles i+2 et i+3.

Figure 6 : Influence de la largeur de l'intervalle d'étude sur les mesures par moyenne arithmétique

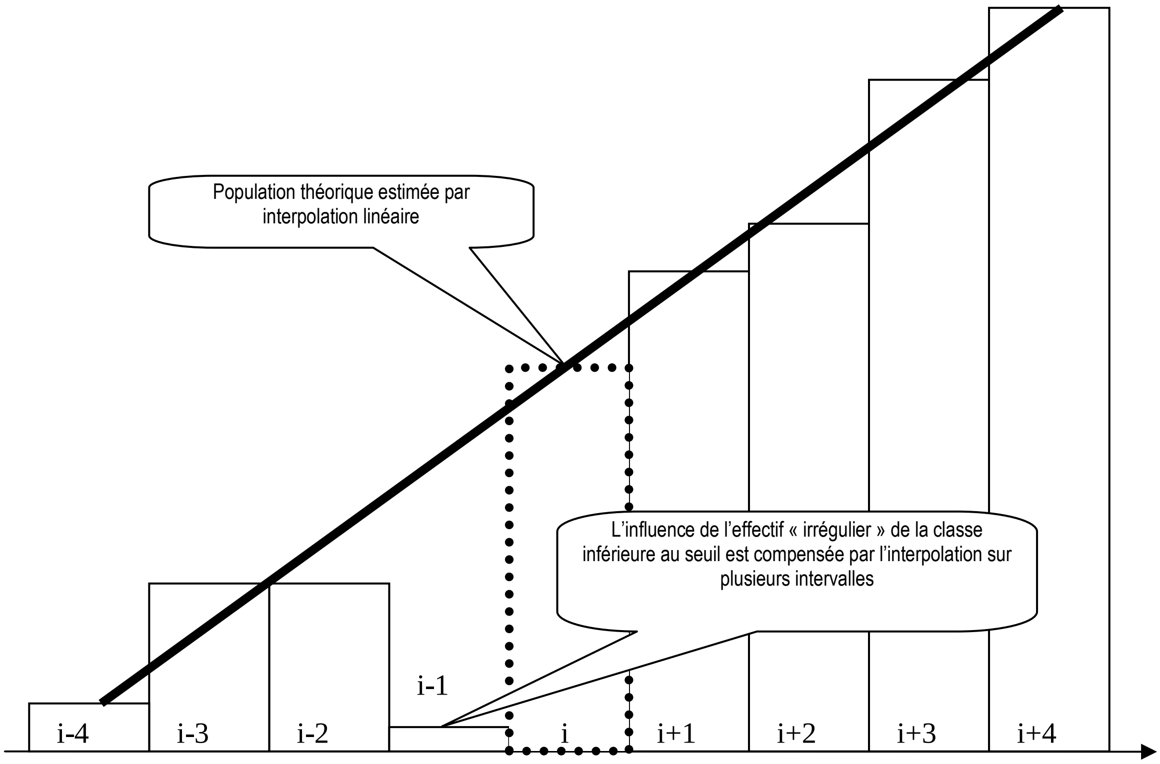


On constate ainsi graphiquement que modifier la largeur de l'intervalle d'étude peut modifier de manière très substantielle les estimations théoriques de l'effectif étudié, et en conséquence, la mesure des irrégularités.

2.1.2. Les interpolations linéaires

Dans leur article, Dechow, et al. (2003) estiment le nombre attendu d'entreprises dans un intervalle en utilisant deux méthodes : une interpolation linéaire et une interpolation exponentielle. L'interpolation exponentielle est étudiée dans la sous-partie 2.2. Dans le cas de l'interpolation linéaire, les auteurs suivent une méthodologie proche de la moyenne arithmétique, mais en décalant leurs observations de 4 intervalles. Autrement dit, la pente est estimée entre les intervalles i-4 à i+4[6].

Figure 7 : Mesure par interpolation linéaire



Cette méthode répond partiellement aux critiques formulées à l'encontre de la méthode par moyenne. Elle résout le problème d'estimation d'un intervalle par un intervalle adjacent lui-même potentiellement irrégulier, à condition toutefois que la largeur des intervalles soit suffisante pour que l'intervalle inférieur (i-4) ne soit pas sous-estimé (comme pouvait l'être l'intervalle i-1). Cependant, elle ne permet pas de prendre en compte la pente non linéaire de la distribution et peut même accentuer cette erreur de calcul. Par ailleurs, elle reste très sensible à la largeur des intervalles.

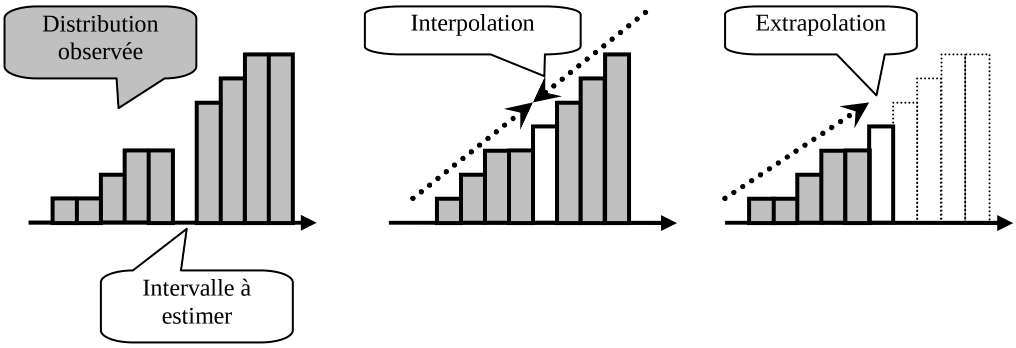
2.1.3. Les extrapolations linéaires

Un seul papier de recherche (Bisson et al. 2004) a mis en œuvre une démarche par extrapolation. Une interpolation se fait lorsque l'on veut estimer un effectif inconnu entouré « de droite et de gauche » par des effectifs connus. On parle d'extrapolation lorsque l'on connaît une série d'effectifs et que l'on veut estimer un effectif « à droite » ou « à gauche » de la série connue.

---

[6] Les auteurs estiment que 10 à 15% seulement d'entreprises sont irrégulièrement faiblement bénéficiaires, contre 30% selon le calcul par symétrie de Burgstahler et Dichev.

Figure 8 : Mesure par extrapolation



Les calculs par extrapolation ne se justifient que si l'irrégularité est située à proximité du sommet de la distribution puisqu'en ce point, le renversement de la pente ne permet pas une interpolation.

2.1.4. Synthèse sur les calculs linéaires

En conclusion, les principaux avantages des calculs linéaires (moyenne arithmétique, interpolation ou extrapolation) méritent d'être soulignés : ils sont simples, et relativement robustes dans l'optique de mettre en évidence une irrégularité manifeste. Toutefois, ils posent les problèmes suivants :

(1) La largeur des intervalles (ou leur nombre) a une influence forte sur les résultats.

(2) La mesure se fait sous une hypothèse de linéarité de la courbe (pente constante) qui n'est pas justifiée. En pratique, les mesures atténuent les irrégularités situées sur la partie concave de la courbe.

(3) La mesure de l'effectif théorique d'un intervalle irrégulier par moyenne arithmétique se fait par rapport à ses voisins proches, potentiellement (et même sûrement) irréguliers eux-mêmes. La méthode de l'interpolation linéaire atténue ce problème, mais au prix d'une aggravation de la première limite.

2.2. Mesures tenant compte de la non-linéarité de la distribution

Après avoir mesuré « l'existence » par moyenne arithmétique, Burgstahler et Dichev (1997) effectuent une seconde estimation qu'ils appellent « prevalence[7] » afin d'évaluer le nombre d'entreprises ayant manipulé leurs comptes pour éviter le seuil. Pour effectuer cette mesure, ils postulent que la distribution des résultats doit être symétrique en absence de gestion du résultat, pour traduire le fait que la distribution n'est pas linéaire en son sommet. D'autres solutions ont été proposées pour traduire la non linéarité des distributions, comme le recours à une interpolation exponentielle.

2.2.1. Les mesures par symétrie

Burgstahler et Dichev (1997) estiment l'effectif de l'intervalle [-0,01 ; 0[[8] en prenant l'effectif de l'intervalle situé symétriquement à cet intervalle par rapport à la moyenne de la population.

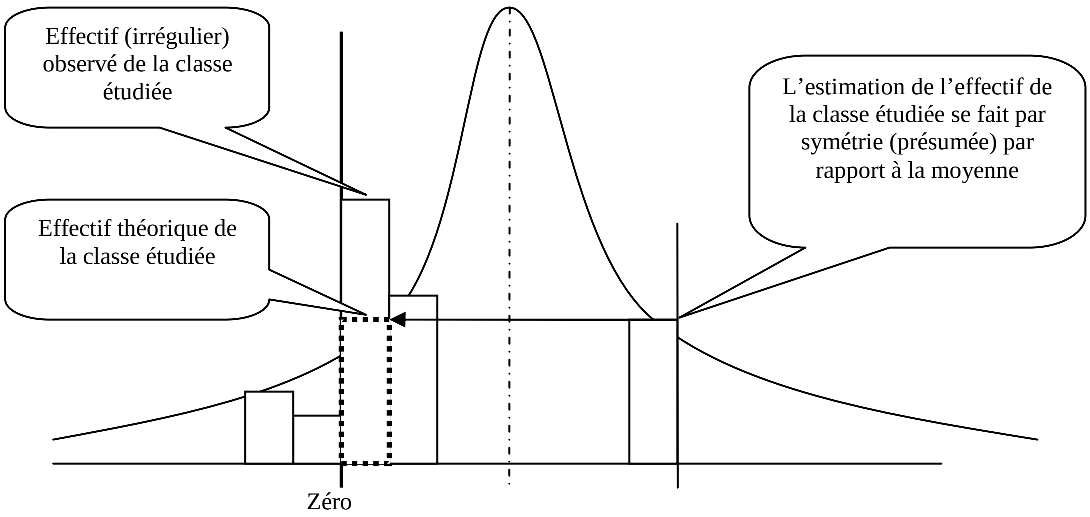
---

[7] En français, « prevalence » se traduit par « prédominance ».

[8] Puis les auteurs font de même avec [-0,02 ; 0[et [-0,03 ; 0[pour contrôler la cohérence des résultats.

Ils en concluent que le nombre d'entreprises qui gèrent leur résultat est de l'ordre de 30 à 40 % de l'effectif situé sur le seuil.

Figure 9 : Mesure par symétrie



De même, après avoir estimé la population théorique dans le cas du seuil « résultat nul » par une moyenne, Mard (2004) utilise la symétrie (supposée) de la courbe dans le cas du seuil « variation nulle de résultat ».

Dans les deux cas, les auteurs adoptent, dans le même article, deux méthodes différentes pour estimer un effectif théorique. Burgstahler et Dichev (1997) réalisent le test à partir d'une valeur théorique, puis calculent l'effectif théorique à partir d'une autre. Les auteurs estiment en effet qu'ils n'ont pas la certitude que les intervalles adjacents ne soient pas eux-mêmes irréguliers. Mard (2004) quant à lui justifie sa démarche par le fait que le second effet est situé beaucoup plus près du sommet de la distribution. L'auteur cherche à atténuer l'effet du renversement de la pente de la courbe aux alentours de la moyenne. Dans les deux cas, ces changements méthodologiques sont suscités par les limites techniques des mesures linéaires utilisées.

Pourtant, dans leurs articles respectifs, Mard (2004) comme Burgstahler et Dichev (1997) constatent la non symétrie des distributions. Par exemple, Mard (2004) calcule un coefficient de symétrie (Skewness[9]) de -0,633 et un coefficient de concentration (Kurtosis[10]) de 3,913. Il évoque l'influence des valeurs extrêmes, mais la seule observation graphique de la distribution laisse penser que concentration comme dissymétrie ne sont pas uniquement liées à la présence de valeurs extrêmes. Estimer que la distribution doit être symétrique est un postulat difficile à justifier.

[9] Le coefficient d'asymétrie (Skewness) est une mesure du degré de symétrie d'une courbe. S'il est nul, la courbe est parfaitement symétrique autour d'une valeur moyenne. S'il est positif, on parle d'asymétrie positive (la pente est plus douce à droite qu'à gauche). S'il est négatif, on parle d'asymétrie négative (la pente est plus douce à gauche qu'à droite). Un Skewness de -0,6 correspond à une distribution asymétrique dont la queue de distribution est étalée vers la gauche.

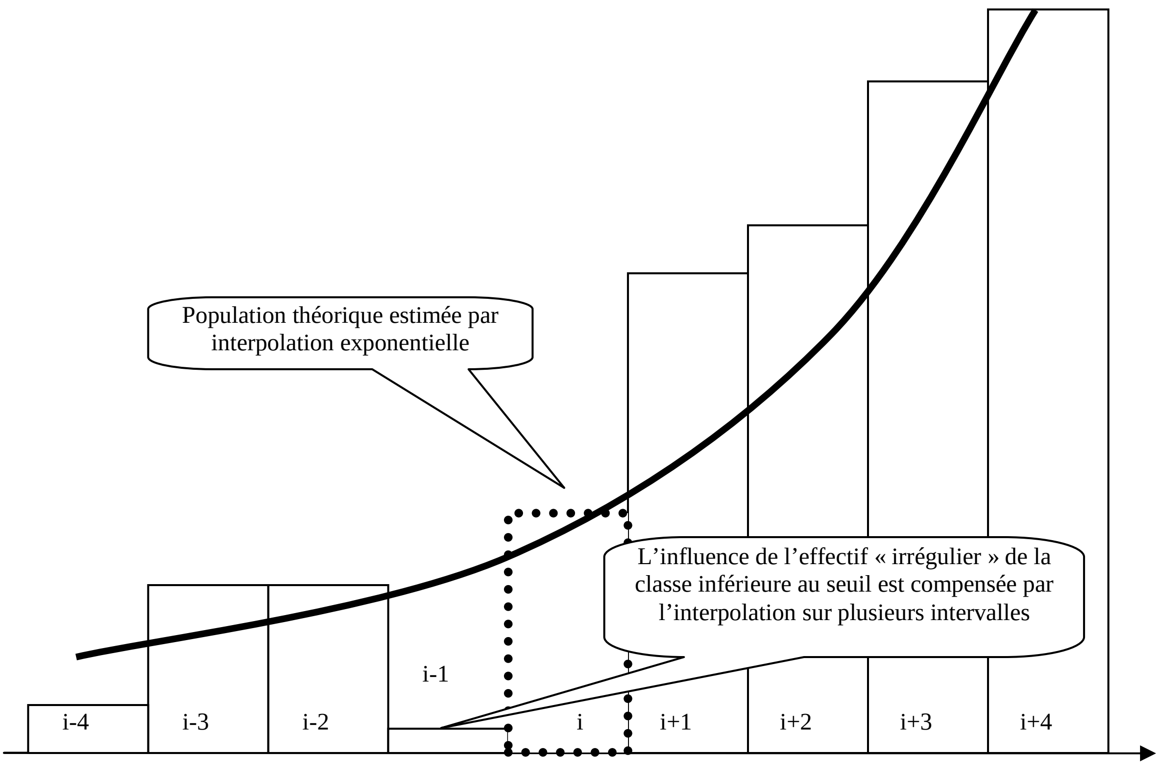
[10] Le Kurtosis est un coefficient d'aplatissement. Égal à zéro, on considère que la courbe est plate. Le Kurtosis d'une loi Normale est égal à 3. Si le Kurtosis est supérieur à 3, on peut considérer la distribution comme significativement leptokurtique (c'est-à-dire « anormalement » pointue). Inférieur à 3, on considère la distribution comme platykurtique (aplatie).

En définitive, la démarche par symétrie est sujette à une importante limite méthodologique : elle mélange les approches paramétrique (postulat de symétrie de la loi de distribution) et non paramétrique (estimation ponctuelle de l'effectif d'un intervalle). Enfin, la mesure ne s'affranchit pas des problèmes de largeur des intervalles.

2.2.2. Les interpolations exponentielles

Dechow, et al. (2003) apportent une réponse originale et simple au problème de la non linéarité de la courbe de distribution. Ils estiment l'effectif théorique par interpolation exponentielle (en plus d'une interpolation linéaire déjà décrite précédemment). La pente étant estimée entre les intervalles i-4 et i+4, leur solution résout tout à la fois le problème de la non linéarité et le problème de l'utilisation d'intervalles eux-mêmes irrégulières pour estimer l'effectif théorique.

Figure 10 : Mesure par interpolation exponentielle



Ce calcul est cependant soumis à plusieurs limites : (1) il est toujours sensible à la largeur des intervalles retenue, et (2) il suppose une allure exponentielle de la courbe de distribution des résultats. Cette dernière hypothèse est sans doute adaptée lorsque l'on se situe sur une portion de la courbe concave (phase d'accélération de la pente de la courbe). Mais elle ne l'est pas lorsque la courbe est convexe, c'est-à-dire proche du sommet, ni sur les queues de distribution. (3) Elle est enfin totalement inadaptée sur la moitié droite de la courbe. Pour que le seuil du résultat nul soit situé sur la moitié droite de la courbe, il faut que la moyenne des résultats annuels des entreprises soit négative. Ce cas se présente rarement, mais il intervient deux fois entre 1992 et 2004 (en 2002 et 2003) dans l'échantillon d'entreprises françaises étudié dans le cadre des applications empiriques.

2.2.3. Les interpolations logarithmiques

Il est remarquable qu'aucun auteur ne fasse référence à une interpolation logarithmique. Pourtant, dans une distribution « plus ou moins en forme de cloche », en se rapprochant du sommet de la distribution la pente diminue, puis s'annule (avant de s'inverser) et une telle interpolation pourrait se justifier. C'est pourquoi elle sera prise en compte dans l'étude empirique.

2.3. Synthèse des limites des mesures non paramétriques

Tableau 1 : Mesures non paramétriques des irrégularités. Postulats implicites, limites et avantages

Postulat implicite sur la distribution	Méthode	Avantages	Limites	Auteurs
Linéarité	Moyenne arithmétique	Simplicité des calculs	Ne tient pas compte de la non linéarité de la pente ; Sensible à la largeur des intervalles; Se fonde sur un intervalle irrégulier pour estimer un intervalle théorique	(Burgstahler et Dichev 1997 ; Mard 2004)
	Interpolation linéaire	Limite l'impact de la largeur des intervalles	Ne tient pas compte de la non linéarité de la pente (et accentue ses conséquences) ;	(Dechow et al. 2003)
	Extrapolation linéaire	Est adaptée lorsque l'irrégularité est très proche du sommet	Ne tient pas compte de la non linéarité de la pente	-
Symétrie	Symétrie	Tient compte de la non linéarité	Se fonde sur un postulat de symétrie non vérifié ; Est impossible à calculer lorsque la discontinuité est proche du sommet ; Est sensible à la largeur des intervalles	(Burgstahler et Dichev 1997 ; Mard 2004)
Non linéarité	Interpolation exponentielle	Est adaptée en phase d'accélération de la pente ; Limite l'impact de la largeur des intervalles	Est inadaptée lorsque la pente décélère (au sommet) et sur les queues de distribution	(Dechow et al. 2003)
	Interpolation logarithmique	Est adaptée sur la portion proche du sommet de la distribution ; Limite l'impact de la largeur des intervalles	Est inadaptée lorsque l'irrégularité s'éloigne du sommet de la distribution	-
	Extrapolation exponentielle	Sont adaptées lorsque l'irrégularité est très proche du sommet	Se fondent sur un postulat de distribution non vérifié	-
	Extrapolation logarithmique			

3. Question de recherche et démarche de l'étude

Il n'y a pas à l'heure actuelle unanimité sur l'instrument de mesure à adopter pour mesurer les irrégularités de distribution. Au contraire, un grand nombre d'instruments cohabitent. Cette diversité méthodologique est à l'origine de l'étude empirique présentée ci dessous. La question de recherche est précisée dans une première sous-partie, puis la démarche de l'étude est présentée, et la base de donnée est décrite dans une troisième sous-partie.

3.1. La question de recherche

L'objet de l'étude est de comparer les différentes méthodes de mesure utilisées dans la littérature sur les seuils comptables. Il n'existe pas à l'heure actuelle d'étude permettant de faire un choix entre ces instruments. La question de recherche porte donc sur l'impact de ce choix méthodologique et peut se décomposer en deux sous-questions : (1) Le choix d'un instrument de mesure de l'irrégularité de distribution a-t-il un impact significatif sur les résultats d'une étude sur les seuils ? Et, dans le souci de fournir des résultats concrets et utilisables dans de futures recherches, (2) est-il possible de classer les mesures (non paramétriques) recensées dans la littérature en fonction de leur pertinence ?

3.2. Description de la démarche

L'irrégularité au seuil du résultat nul est mesurée sur les distributions des résultats des entreprises françaises année après année, de 1992 à 2004. Pour cela, l'effectif théorique de la distribution est estimé selon les différentes méthodes répertoriées dans le Tableau 1.

En réalité, le seuil du résultat nul se traduit par une double irrégularité : un sur-nombre d'entreprises faiblement bénéficiaires et un sous-effectif d'entreprises faiblement déficitaires. Chaque année, deux mesures sont donc effectuées : l'une mesure l'irrégularité à gauche du seuil, l'autre l'irrégularité à droite.

Chaque irrégularité est exprimée en pourcentage. L'effectif observé est divisé par l'effectif théorique. Cet indicateur relatif est extrêmement simple à calculer et à interpréter. Il permet de comparer des seuils dans le temps ou dans l'espace. L'irrégularité relative a l'énorme qualité d'être intuitivement interprétable[11]. Par exemple, une irrégularité égale à 0,5 (ou 50 %) est immédiatement compréhensible puisqu'elle indique que l'effectif observé est moitié moindre que ce qui est attendu.

Les différentes mesures sont ensuite comparées afin de déterminer si le choix d'une méthode influence sensiblement les résultats des mesures. Dans un premier temps, une comparaison du signe et de la valeur de l'irrégularité permet de répondre à la première question de recherche (le choix d'un instrument de mesure de l'irrégularité de distribution a-t-il un impact significatif sur les résultats d'une étude sur les seuils ?).

Pour répondre à la seconde question (est-il possible de classer les mesures (non paramétriques) recensées dans la littérature en fonction de leur pertinence ?), l'étude tente de hiérarchiser les instruments de mesure. Pour y parvenir, quatre critères de qualité sont étudiés successivement : la volatilité, la qualité de la régression, l'analyse de classification et la comparaison des tendances.

3.2.1. La volatilité des mesures

Plus la volatilité d'une mesure est grande, plus la méthode est sensible aux valeurs extrêmes, à la largeur des intervalles retenue, ou aux aléas de la distribution qui n'est jamais totalement lisse même en absence de manipulation. Une volatilité élevée doit donc être interprétée comme un signe de fragilité de la méthode.

[11] La mesure de la significativité de l'irrégularité centrée réduite (la différence standardisée) est utilisée par Brown et Caylor (2005) comme indicateur de comparaison. Cet indicateur dépend de la valeur de l'irrégularité, et de l'écart type de la différence, lui-même dépendant de la taille de la population et de la probabilité qu'une entreprise se situe sur l'intervalle étudié (donc indirectement de la largeur et du nombre d'intervalles). Le principal défaut de cet indicateur est que son interprétation n'est pas intuitive, c'est pourquoi une mesure relative de l'irrégularité est préférable.

3.3.2. La qualité de la régression

Un critère de classement des méthodes d'estimation réside dans sa capacité à bien représenter les effectifs observés. Autrement dit, les méthodes nécessitant une régression (interpolation et extrapolation) peuvent être classées en fonction du R^2 de la fonction utilisée pour prédire les effectifs.

3.3.3. L'analyse de classification hiérarchique

Le dendrogramme des mesures d'irrégularités peut être tracé de manière à faire apparaître des familles de méthodes. Sans préjuger de la qualité de la mesure, le dendrogramme permet d'identifier les méthodes dont les mesures convergent des méthodes qui fournissent des résultats atypiques.

3.3.4. La comparaison des tendances

Chaque irrégularité étant mesurée sur 13 années selon chaque méthode, chaque méthode conduit à constater une évolution temporelle différente. Comme dans le cas de la classification hiérarchique, comparer les tendances ainsi dégagées ne permet pas de juger la qualité des méthodes, mais permet d'identifier les méthodes atypiques des méthodes convergentes.

3.4. Analyse descriptive de la base de données utilisée

Pour effectuer les tests empiriques, la base de données utilisée est constituée des entreprises françaises cotées dont les données financières sont présentes sur la base Global Vantage.

3.4.1. Variable d'étude

La variable dont la distribution est retenue comme objet de l'étude est le résultat net, car c'est la variable de performance sur laquelle les entreprises communiquent le plus Mard (2004).

Mais le résultat (en valeur) d'une entreprise n'a pas le même sens en fonction de la taille de l'entreprise (Burgstahler et Dichev 1997 ; Degeorge et al. 1999), notamment lorsque l'on s'intéresse à la notion de « petite » perte ou de « petit » gain. La distribution de la variable résultat net est donc mise à l'échelle par une variable de taille : Total Actif.

3.4.2. Composition de l'échantillon

<u>Tableau 2 : Composition sectorielle de l'échantillon</u>

Code	Secteur Économique		
1000	Matières premières (Materials)	57	5.6%
2000	Consommation en équipements et services (Consumers Discretionary[12])	137	13.6%
3000	Consommation de produits courants (Consumers staples)[13]	64	6.3%
3500	Santé (Health care)	31	3.1%
4000	Énergie (Energy)	10	1.0%
5000	Services financiers (Financials)	104	10.3%
6000	Industrie (Industry)	158	15.6%
8000	Technologies de l'information (Information technology)	133	13.2%
9000	Services collectifs (Utilities)	8	0.8%
	Non renseigné	309	30.6%
		1 011	

On remarque que tous les secteurs d'activité sont représentés dans la base d'entreprises françaises cotées étudiée.

3.4.3. Synthèse de la base

<u>Tableau 3 : Synthèse de la base</u>

Année	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	Total
Population	1009	1009	1009	1009	1009	1009	1009	1009	1009	1009	1009	1009	1009	13 117
Nombre d'observations	291	296	376	422	616	702	753	798	791	734	698	659	610	7 746
Moyenne	0.0280	0.0199	0.0290	0.0253	0.0321	0.0341	0.0406	0.0463	0.0233	0.0014	0.0012	-0.0002	0.0178	
Médiane	0.0197	0.0173	0.0249	0.0227	0.0285	0.0333	0.0350	0.0346	0.0281	0.0214	0.0172	0.0185	0.0259	
Intervalle Inter Quartile	0.0292	0.0346	0.0286	0.0317	0.0313	0.0273	0.0363	0.0373	0.0329	0.0306	0.0311	0.0297	0.0305	
Écart type	0.0545	0.0616	0.0545	0.0618	0.0665	0.0791	0.0865	0.2580	0.1185	0.1329	0.1855	0.1375	0.1350	
Max	0.2136	0.2317	0.2905	0.2493	0.4635	0.5866	0.6505	6.8174	0.8014	0.5837	1.9837	1.8060	1.8092	
Min	-0.2224	-0.3144	-0.3103	-0.4214	-0.4924	-0.7097	-0.5816	-0.4654	-0.8006	-0.7983	-0.9809	-0.5943	-0.7301	

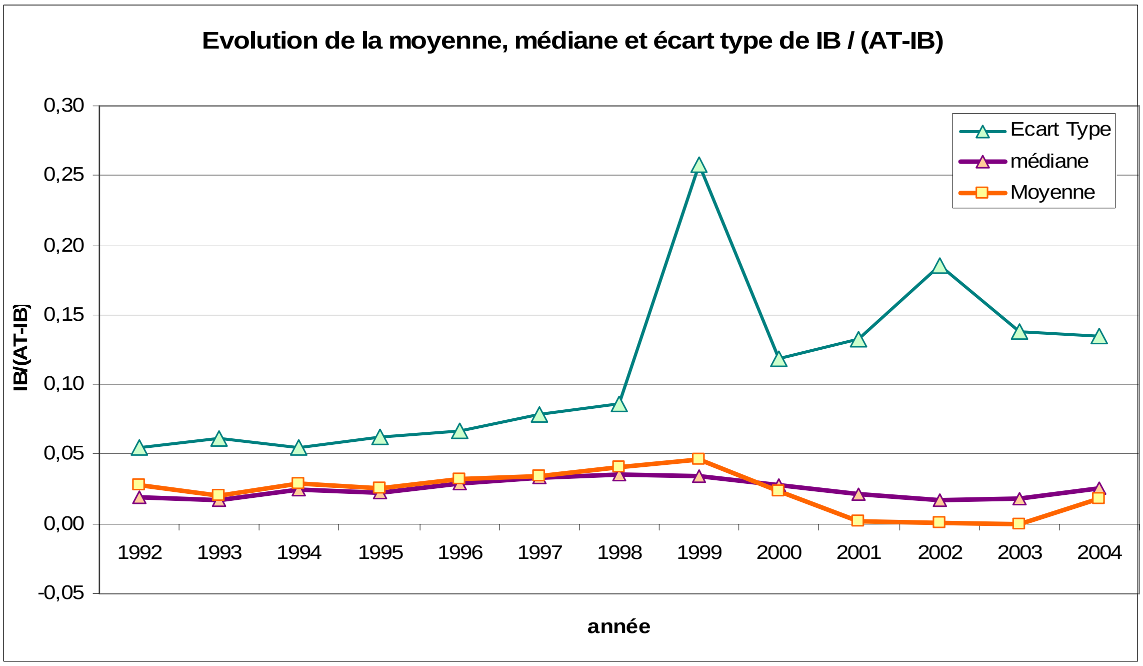
L'analyse descriptive de la base se concentre sur l'examen de la moyenne, de l'écart type et de la médiane. Pour plus de lisibilité, ces valeurs sont représentées graphiquement dans la Figure 11.

La moyenne : Une certaine stabilité de la performance économique moyenne des entreprises entre 1992 et 1995 est constatée, suivie d'une amélioration entre 1996 et 1999, puis par une dégradation dès 2000 qui s'accentue très fortement entre 2001 et 2003. Hormis en 2003, la moyenne est toujours positive. Cela signifie que sur les distributions annuelles des résultats qui font l'objet de notre étude, le sommet de la courbe (qui est autour de la moyenne) est toujours situé à droite du résultat nul. Autrement dit, le seuil se situe presque toujours sur la partie gauche de la distribution, à l'exception de 2001 et de 2003 où il se situe très proche du sommet de la distribution (la moyenne est quasiment égale à zéro).

[12] Plus précisément, ce secteur inclut l'automobile, les biens durables d'équipement ménager, le textile, l'équipement de loisir, la restauration et l'hôtelerie, les médias, et les services.

[13] Plus précisément, ce secteur inclut toutes les industries qui produisent ou vendent alimentation, médicaments, tabac, et produits ménagers.

Figure 11 : Évolution de moyenne, médiane, et écart-type de la variable IB / (AT-IB)



L'écart type : Il apparaît une augmentation assez régulière de l'écart type entre 1992 et 2002. Il apparaît un « pic » en 1999 dû à une seule variable positive extrême (Systran). Après avoir atteint un maximum en 2002, il se stabilise à un niveau plus modéré. La période 2000 à 2003 correspond à une phase économique d'incertitudes et de turbulences qui explique la faiblesse de la performance moyenne et la progression de l'écart type.

La médiane : La médiane évolue sensiblement de la même manière que la moyenne. Mais elle présente un caractère plus « lisse » notamment durant les années pour lesquelles l'écart type est élevé. En effet, par construction, la médiane est beaucoup moins sensible aux valeurs extrêmes qui altèrent écart type et moyenne.

Dans une démarche non paramétrique de mesure des irrégularités, écart type, médiane et moyenne n'interviennent pas dans les calculs, sauf dans le cas de la mesure par symétrie. Dans l'étude empirique, les deux paramètres (médiane et moyenne) seront comparés.

4. Mise en œuvre de l'étude

Après avoir récapitulé les mesures effectuées dans l'étude empirique, une deuxième sous-partie justifie le choix de la largeur d'intervalle retenue pour effectuer les calculs. La troisième sous-partie détaille les calculs effectués. Les résultats sont réunis et commentés dans la partie 5 de l'article[14].

4.1. Les mesures des irrégularités

Le Tableau 1 récapitulait les différentes mesures non paramétriques utilisées dans la littérature sur les seuils. Elles étaient au nombre de huit. Mais les interpolations peuvent être

[14] Voir Vidal (2008) pour plus de détails.

menées de deux manières : en retirant la classe étudiée uniquement, et en retirant les deux classes encadrant le seuil. De même, les mesures par symétrie peuvent être effectuées par rapport à la moyenne et par rapport à la médiane. Le Tableau 4 récapitule les mesures empiriques effectuées en les classant par méthodologie mathématique.

Tableau 4 : Mesures non paramétriques des irrégularités. Classement par méthodologie mathématique.

Famille de mesure	Méthode	Commentaires	
Symétries	Symétrie par rapport à la médiane		1
	Symétrie par rapport à la moyenne		2
Moyennes	Moyenne arithmétique		
Interpolations	Interpolation linéaire	Retrait du seul intervalle étudié	4
		Estimation en retirant les deux intervalles irréguliers	5
	Interpolation exponentielle	Retrait du seul intervalle étudié	6
		Estimation en retirant les deux intervalles irréguliers	7
	Interpolation logarithmique	Retrait du seul intervalle étudié	8
		Estimation en retirant les deux intervalles irréguliers	9
Extrapolations	Extrapolation linéaire	Intéressant pour estimer des effectifs situés proches du sommet de la courbe de distribution	10
	Extrapolation logarithmique		11
	Extrapolation exponentielle	Mesurées mais ignorées dans les résultats	

En définitive, pour comparer les différentes mesures, chacune des 2 irrégularités (droite et gauche) est mesurée selon 11 méthodes différentes, sur 13 années. C'est donc un total de 2 x 11 x 13 = 286 mesures qui sont effectuées.

4.2. Largeur d'intervalle et effectifs observés

Les mesures non paramétriques de l'irrégularité imposent de déterminer une valeur de l'intervalle d'étude. Chaque année, la population étudiée évolue. Le nombre d'observations, l'écart type et l'intervalle interquartile de la distribution de résultat sont différents chaque année. Deux solutions sont possibles : (1) Mesurer pour chaque année une largeur d'intervalle propre en utilisant la formule théorique $2(IQR)n^{-1/3}$ (Silverman 1986 ; Scott 1992), ou (2) fixer une largeur d'intervalle arbitraire commune à toutes les années. La plupart des études retiennent cette solution en retenant une largeur de 0,005 (Burgstahler et Dichev 1997 ; Burgstahler et Eames 2003 ; Dechow et al. 2003 ; Mard 2004 ; Brown et Caylor 2005 ; Coppens et Peek 2005 ; Durtschi et Easton 2005 ; Beaver et al. 2007).

La largeur théorique, année après année, a été calculée dans le Tableau 5.

Tableau 5 : Caractéristiques des 13 distributions, et largeur théorique de l'intervalle d'étude

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Largeur théorique de l'intervalle ($2.IQR.n^{-1/3}$)	0.0144	0.0155	0.0139	0.0137	0.0128	0.0122	0.0139	0.0136	0.0121	0.0133	0.0144	0.0141	0.0128

La largeur annuelle théorique oscille entre 0,0121 et 0,0155, soit de l'ordre de 2 à 3 fois la largeur la plus utilisée dans la littérature (0,005). Comme la plupart des estimations sont réalisées sur des interpolations ou extrapolations regroupant jusqu'à 9 classes, et pour que les résultats soient plus représentatifs des travaux généralement publiés, il a semblé plus pertinent (et plus homogène) de retenir une largeur d'intervalle unique et arbitraire, commune à toutes les distributions. Le choix d'une valeur unique a également un autre avantage : il est important de prendre un chiffre rond pour que les limites entre intervalles soient plus simples à interpréter, et notamment que le seuil du résultat nul soit situé à la frontière entre deux intervalles.

Le Tableau 6 récapitule les effectifs des 10 intervalles encadrant le seuil du résultat nul sur les 13 années de l'étude.

Tableau 6 : Tableau récapitulatif des effectifs autour du seuil résultat nul

	[-0,025 ;-0,02[	[-0,02 ;-0,015[	[-0,015 ;-0,01[	[-0,01 ;-0,005[	[-0,005 ;0[	[0 ; 0,005[	[0,005 ; 0,01[	[0,01 ; 0,015[	[0,015 ; 0,02[	[0,02 ; 0,025[	TOTAL	Population	% de la population
1992	1	7	8	5	14	32	18	17	19	18	139	291	47.8%
1993	7	6	8	5	5	38	18	13	22	11	133	296	44.9%
1994	7	6	4	7	10	41	21	24	19	16	155	376	41.2%
1995	5	6	7	5	13	41	24	25	23	29	178	422	42.2%
1996	4	7	5	18	15	44	35	36	33	33	230	616	37.3%
1997	2	6	7	13	21	47	36	26	29	36	223	702	31.8%
1998	4	6	2	7	9	46	50	36	35	34	229	753	30.4%
1999	10	8	8	6	8	35	39	37	37	33	221	798	27.7%
2000	9	8	9	6	9	35	59	37	30	49	251	791	31.7%
2001	8	6	7	9	13	42	45	26	43	38	237	734	32.3%
2002	4	12	12	13	11	42	54	30	31	31	240	698	34.4%
2003	9	3	11	11	9	34	43	35	33	28	216	659	32.8%
2004	2	7	7	9	3	26	29	35	33	36	187	610	30.7%
											2639	7746	34.1%

Pour réaliser les calculs par interpolation, les effectifs doivent être relevés sur les 4 intervalles à droite et à gauche des intervalles étudiés. En ajoutant les deux intervalles d'étude (adjacents au seuil résultat nul) les effectifs sont relevés sur 10 intervalles autour du seuil. Au final, près d'un tiers de la population totale contribue aux estimations.

4.3. Détail des calculs

Cette sous-partie réunit des précisions sur le processus de mesure des irrégularités.

4.3.1. Mesures par moyenne

Pour mesurer l'effectif théorique [-0,005 ;0[il faut faire la moyenne de l'effectif [-0,01 ; -0,005[et [0 ; 0,005[. Pour mesurer l'effectif théorique [0 ; 0,005[il faut faire la moyenne de l'effectif [-0,005 ; 0[et [0,005 ; 0,01[. Ces calculs ne présentent pas de difficulté particulière.

4.3.2. Mesures par symétrie

Pour la mesure par symétrie, il faut relever les effectifs des intervalles autour de 2 fois la médiane et 2 fois la moyenne. Ces effectifs (Tableau 7) viennent s'ajouter aux précédents (Tableau 6).

Figure 12 : Observations nécessaires à la mesure par symétrie

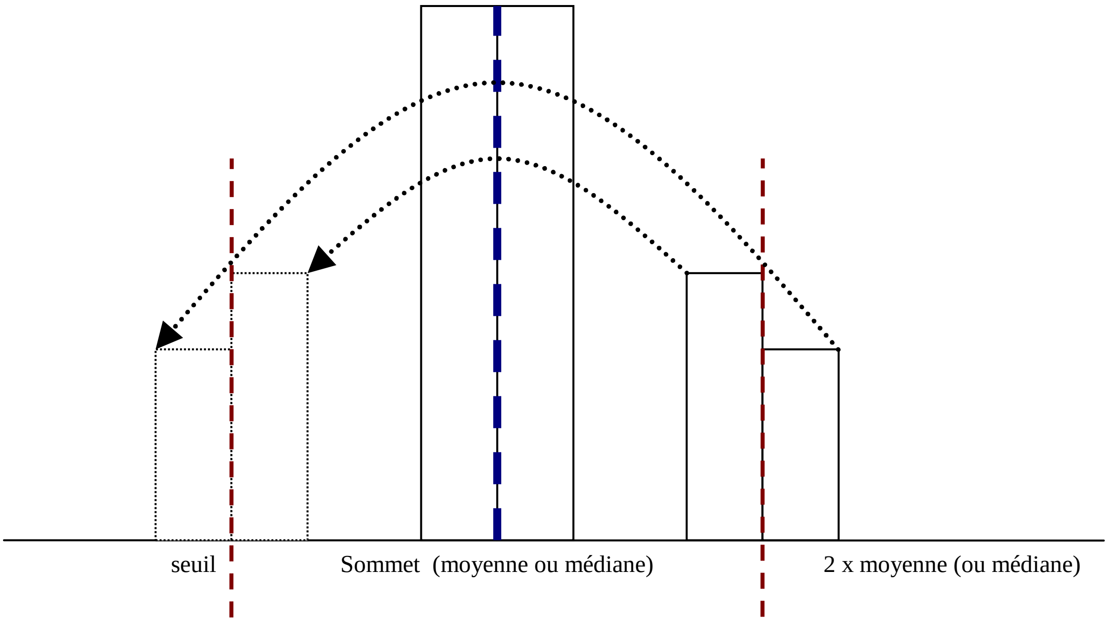


Tableau 7 : Tableau récapitulatif des effectifs autour de médiane x 2 et Moyenne x 2

m = médiane		M = Moyenne	
[2m-0,005 ; 2m[	[2m; 2m+0,005[	[2M-0,005 ; 2M[	[2M; 2M+0,005[
11	6	7	3
9	6	7	12
18	14	11	11
16	13	10	9
23	24	19	12
18	12	16	13
21	15	17	8
26	21	15	9
26	30	25	26
34	22	28	43
28	24	30	40
31	19	8	33
19	23	27	30

L'effectif de [-0,005 ;0[est estimé par l'effectif de [2M ; 2M+0,005[. L'effectif de [0 ; 0,005 [est estimé par l'effectif de [2M - 0,005 ; 2M [. Idem avec la médiane « m ».

4.3.3. Mesures par interpolation

Les mesures par interpolation posent deux problèmes. Le premier est de décider s'il faut retirer uniquement l'intervalle à estimer de l'interpolation, ou les deux intervalles présumés irréguliers. En effet, comme il y a une double irrégularité, il semble difficilement justifiable d'estimer un intervalle irrégulier en incluant dans la distribution de référence l'intervalle adjacent lui-même présumé irrégulier. Pourtant, dans la littérature comptable, une telle correction n'est jamais réalisée.

Le second est de déterminer le nombre des intervalles à retenir pour effectuer l'interpolation. Dechow, et al. (2003) effectuent l'interpolation sur 4 intervalles avant et 4 intervalles après l'intervalle à estimer, soit une largeur totale de 9 intervalles, (une largeur de 0,045). L'étude s'inspire de cette méthodologie, mais en élargissant l'intervalle à 10 intervalles pour diminuer le risque d'estimer l'effectif d'un intervalle présumé irrégulière par l'effectif de l'intervalle adjacent lui-même présumé irrégulier. Autrement dit, l'interpolation se fait sur un intervalle global de 0,05.

Quatre séries d'estimations sont effectuées :

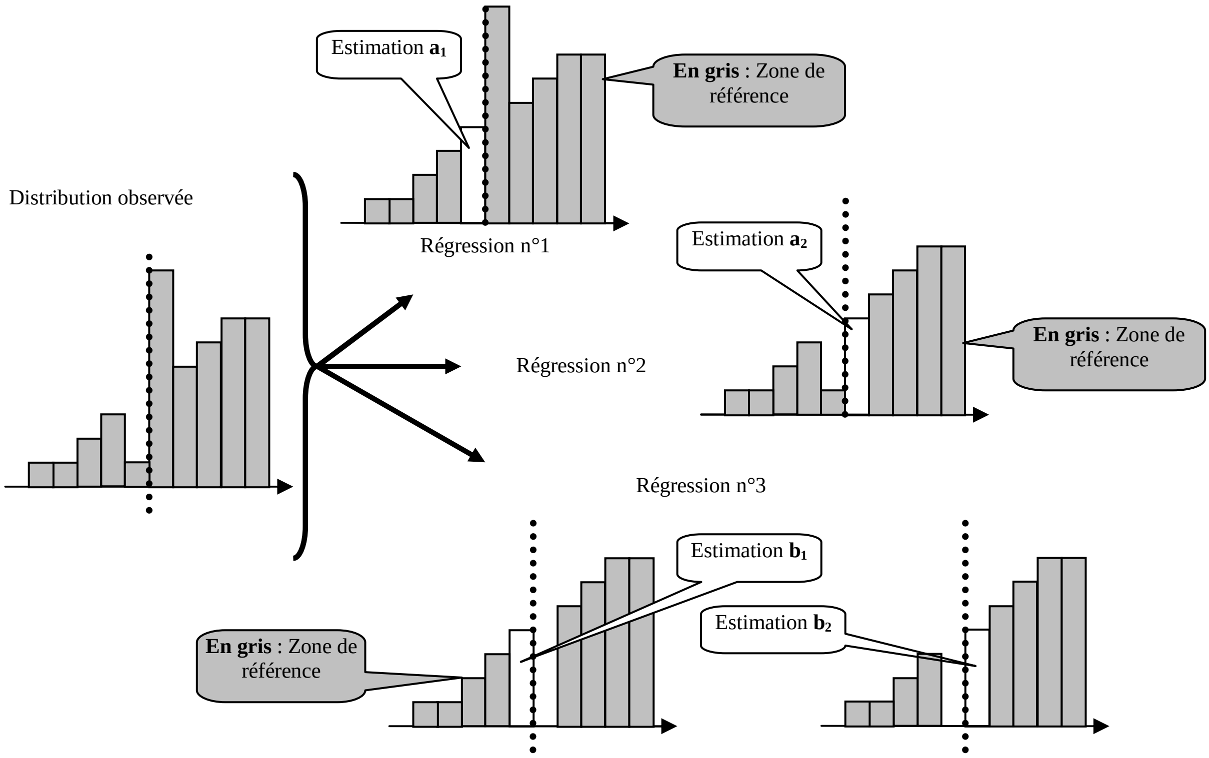
Estimation de l'effectif des entreprises faiblement déficitaires sans retirer l'effectif des entreprises faiblement bénéficiaires des intervalles de référence (mesure a_1).

Estimation de l'effectif des entreprises faiblement bénéficiaires sans retirer l'effectif des entreprises faiblement déficitaires des intervalles de référence (mesure a_2).

Estimation des effectifs des entreprises faiblement déficitaires en retirant les deux intervalles entourant le seuil des intervalles de référence (mesures b_1).

Estimation des effectifs des entreprises faiblement bénéficiaires en retirant les deux intervalles entourant le seuil des intervalles de référence (mesures b_2).

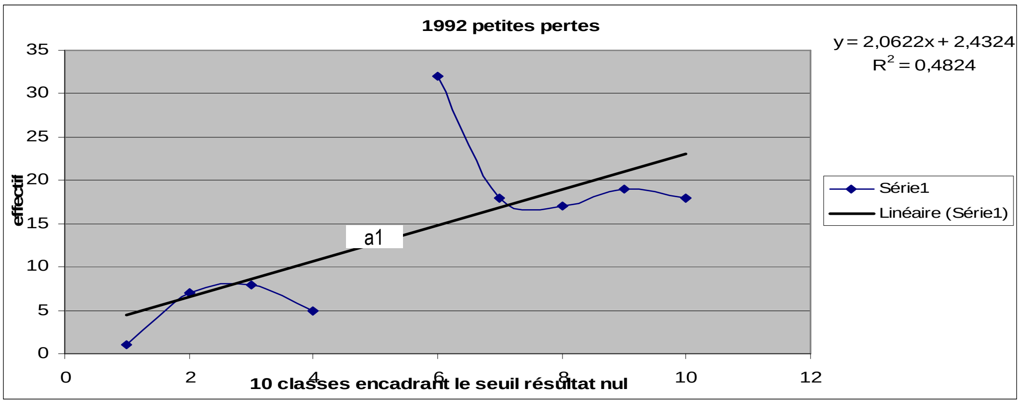
Figure 13 : Illustration des quatre séries de mesures par interpolation réalisées

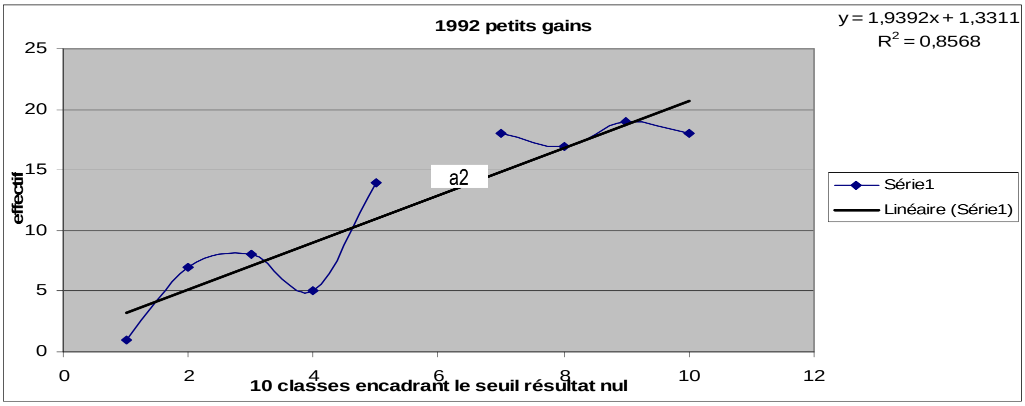


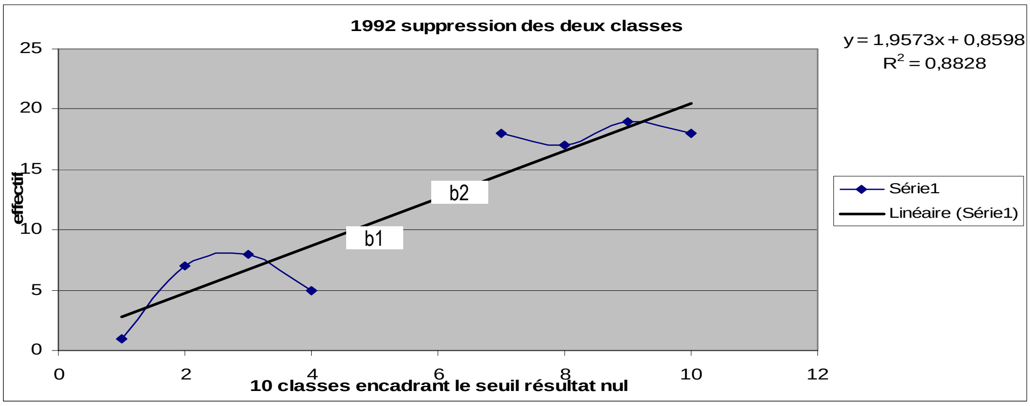
Trois régressions sont nécessaires pour effectuer ces quatre mesures. Chacune de ces séries a été effectuée selon trois méthodes d'interpolation différente : linéaire, exponentielle, et logarithmique. Autrement dit, chaque année, trois régressions fois trois méthodes sont effectuées. Donc sur les 13 années, ce sont 3 x 3 x 13 = 117 régressions qui sont effectuées. Elles permettent de faire 3 x 4 x 13 = 156 mesures au total.

Pour illustrer cette démarche et à titre d'exemple, la représentation graphique des interpolations est reproduite pour la seule année 1992. La Figure 14 correspond à l'estimation par interpolation linéaire de l'effectif des entreprises faiblement déficitaires (premier graphique) et des entreprises faiblement bénéficiaires (deuxième graphique) en n'excluant de la régression que le seul intervalle estimé (a1 et a2 dans la Figure 13). Le troisième graphique de la Figure 14 représente la régression linéaire effectuée en excluant les deux intervalles irréguliers. Cette troisième interpolation permet d'estimer à nouveau aussi bien l'effectif des entreprises faiblement déficitaires que celui des entreprises faiblement bénéficiaires (b1 et b2 dans la Figure 13).

Figure 14 : Illustration graphique des interpolations linéaires menées sur la seule année 1992

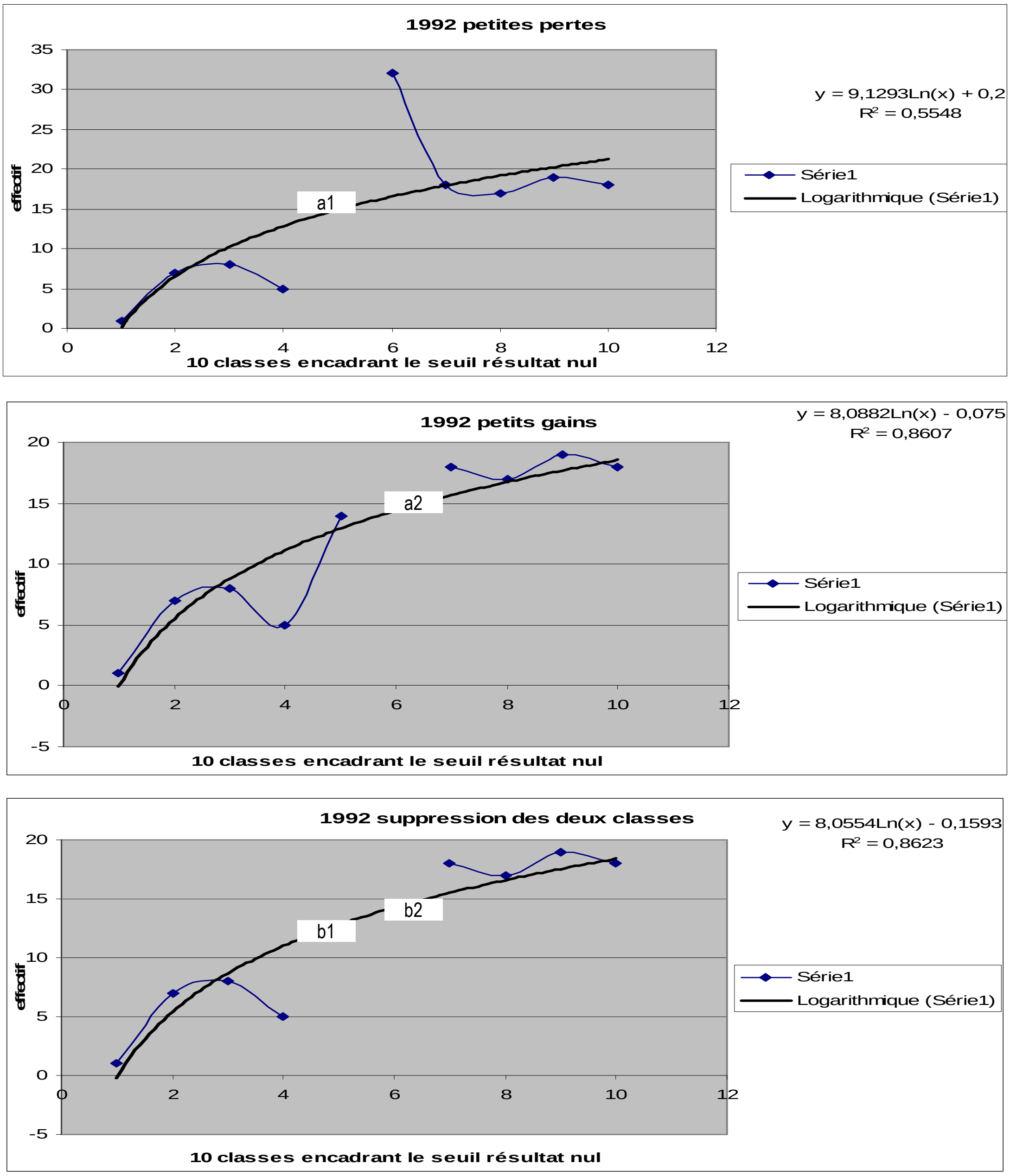






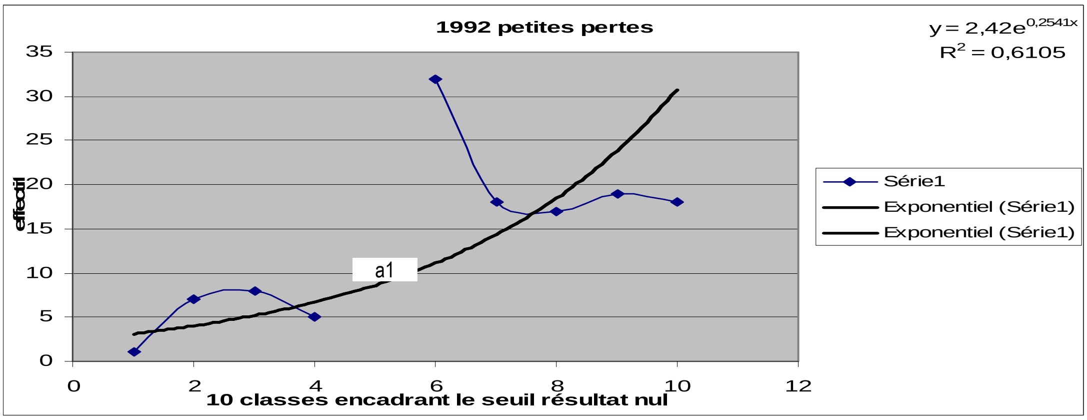
La Figure 15 reprend les mêmes estimations calculées à partir d'une interpolation logarithmique.

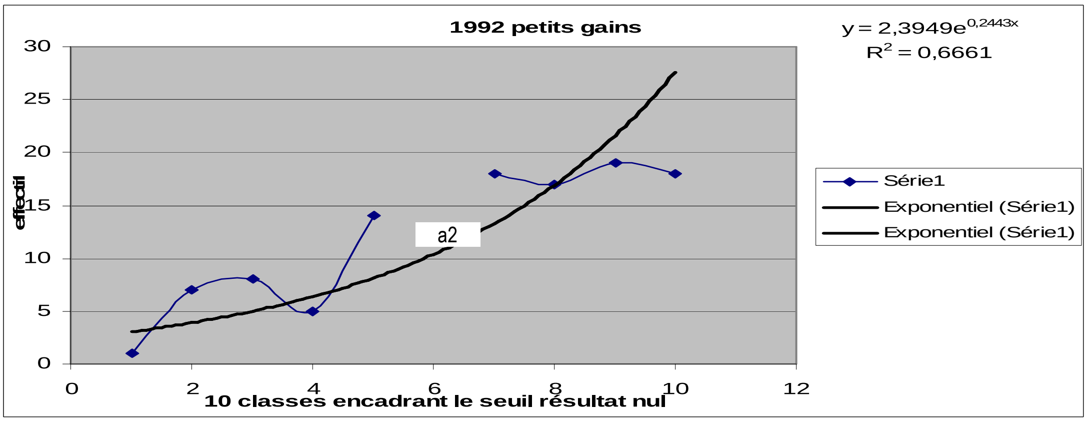
Figure 15 : Illustration graphique des interpolations logarithmiques menées sur la seule année 1992

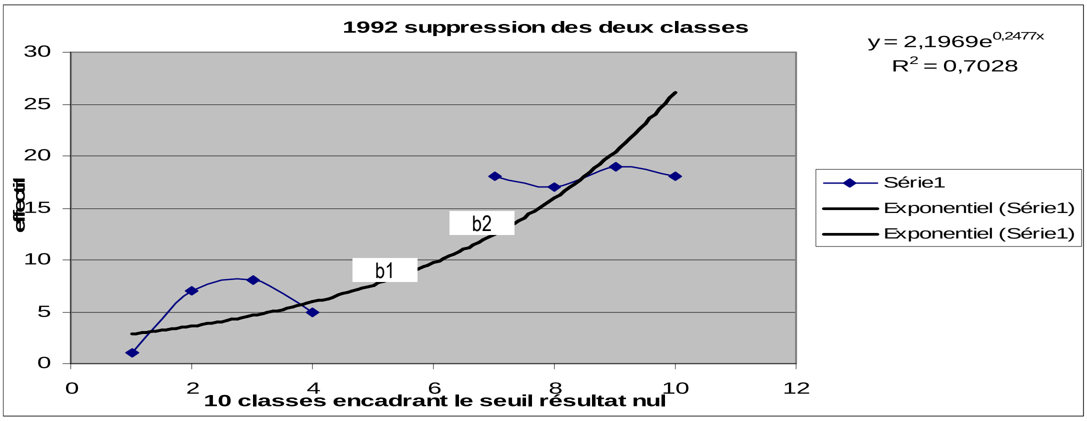


Enfin, la Figure 16 représente les interpolations exponentielles.

Figure 16 : Illustration graphique des interpolations exponentielles menées sur la seule année 1992







Ces 9 interpolations sont récapitulées dans le Tableau 8. Elles permettent d'effectuer 12 estimations pour la seule année 1992. La même démarche a été réalisée sur les 13 années (de 1992 à 2004).

Tableau 8 : Équations des régressions permettant d'estimer les effectifs par interpolation pour 1992

année1992 interpolation linéaire	Équation	R² expliqué
petites pertes uniquement	Y = 2.0622x + 2.4324	R2 = 0.4824
petits gains uniquement	Y = 1.9392x + 1.3311	R2 = 0.8568
les deux intervalles présumés irrégulières	Y = 1.9573x + 0.8598	R2 = 0.8828

interpolation exponentielle	Équation	R² expliqué
petites pertes uniquement	y = 2.42e0.2541x	R2 = 0.6105
petits gains uniquement	Y = 2.3949e0.2443x	R2 = 0.6661
les deux intervalles présumés irrégulières	Y = 2.1969e0.2477x	R2 = 0.7028

interpolation logarithmique	Équation	R² expliqué
petites pertes uniquement	y = 9.1293Ln(x) + 0.2	R2 = 0.5548
petits gains uniquement	y = 8.0882Ln(x) - 0.075	R2 = 0.8607
les deux intervalles présumés irrégulières	y = 8.0554Ln(x) - 0.1593	R2 = 0.8623

Le Tableau 9 présente la synthèse des travaux réalisés sur les 13 années. Pour ne pas alourdir la lecture, seuls les R² des (9 x 13 =) 117 régressions sont présentés.

Tableau 9 : Synthèse des R² des (9 x 13 =) 117 régressions

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	Moyenne
Interpolation linéaire														
Suppression des petites pertes uniquement	0.4824	0.1887	0.3093	0.5686	0.7116	0.6398	0.634	0.7494	0.6548	0.7071	0.519	0.6714	0.9447	0,599
Suppression des petits gains uniquement	0.8568	0.4891	0.693	0.9029	0.8722	0.8821	0.7062	0.7376	0.6298	0.7694	0.5539	0.6697	0.8521	0,740
les deux intervalles présumés irrégulières	0.8828	0.528	0.6958	0.9035	0.8808	0.89	0.7275	0.7896	0.6592	0.7841	0.5749	0.7066	0.9535	**0,767**
Interpolation exponentielle														
Suppression des petites pertes uniquement	0.6105	0.3631	0.5254	0.7239	0.763	0.7653	0.7093	0.7169	0.7239	0.7803	0.6791	0.6762	0.8785	0,686
Suppression des petits gains uniquement	0.6661	0.5127	0.7209	0.8805	0.8429	0.8288	0.7735	0.7135	0.7178	0.8543	0.7217	0.6922	0.7585	0,745
les deux intervalles présumés irrégulières	0.7028	0.5865	0.7206	0.8877	0.844	0.8648	0.7743	0.7599	0.7484	0.8554	0.7379	0.7098	0.902	**0,776**
Interpolation logarithmique														
Suppression des petites pertes uniquement	0.5548	0.2335	0.35	0.5631	0.7503	0.6812	0.6318	0.6682	0.586	0.6549	0.5924	0.6667	0.8636	0,600
Suppression des petits gains uniquement	0.8607	0.383	0.5892	0.7508	0.8094	0.8456	0.6062	0.5716	0.5065	0.6283	0.5419	0.5819	0.6957	0,644
les deux intervalles présumés irrégulières	0.8623	0.4672	0.616	0.7686	0.8512	0.8456	0.6686	0.6706	0.5782	0.6773	0.6111	0.6693	0.8609	**0,704**

Ce tableau appelle deux remarques : (1) Les interpolations faites en ne supprimant que l'effectif des petites pertes sont moins bonnes que celles qui suppriment les petits gains. Cela signifie que l'irrégularité « supérieure à zéro » est plus importante que l'irrégularité « inférieure à zéro » puisque les effectifs des entreprises faiblement bénéficiaires sont presque toujours plus éloignés de la tendance que les effectifs des entreprises faiblement déficitaires. Par ailleurs, (2) les R² sont toujours supérieurs (à trois exceptions près, entourées dans le tableau) lorsque l'on supprime les deux intervalles entourant l'irrégularité. Cela confirme l'hypothèse de double irrégularité dans la mesure où l'intervalle laissé dans la régression ne renforce pas la tendance, mais au contraire, augmente la variance.

Pour de futures recherches, il semble important de souligner que des estimations par interpolation doivent être toujours menées en supprimant les deux intervalles irréguliers. Par la suite de l'étude, seules les interpolations effectuées sur cette base sont comparées aux autres mesures non paramétriques[15].

[15] C'est pourquoi les tableaux de résultats - Tableau 15 et Tableau 16- ne présentent que 8 mesures (dont 3 par interpolation) alors que 11 (dont 6 par interpolation) étaient prévues dans le tableau 4.

Tableau 10 : Tableau des effectifs attendus par interpolation

	Interpolation linéaire				Interpolation exponentielle		Interpolation logarithmique	
	Suppression du seul intervalle estimé (non retenu dans la suite de l'étude)		suppression des deux intervalles irréguliers					
	effectif gauche	*effectif droite*	effectif gauche	effectif droite	effectif gauche	effectif droite	effectif gauche	Effectif droite
1992	*12.74324*	*12.96622*	10.64634	12.60366	7.5802583	9.7108835	12.805366	14.274039
1993	*13.42568*	*11.29054*	10.60366	11.89634	9.3664232	10.544783	11.992088	12.915274
1994	*14.96622*	*13.73649*	12.04268	13.95732	9.8905722	11.715139	14.099220	15.466942
1995	*16.62838*	*16.85811*	14.03049	16.96951	10.710751	13.363779	17.154035	19.212080
1996	*21.62838*	*22.87838*	19.39634	23.35366	13.709891	17.679708	23.748984	26.702411
1997	*20.22973*	*21.68243*	17.45122	21.29878	11.661044	15.498662	21.663191	24.510507
1998	*21.76351*	*22.97973*	19.39634	24.10366	10.923075	14.994411	24.503347	27.929352
1999	*21.41892*	*22.91892*	20.2561	24.2439	15.231726	18.824901	24.492028	27.282095
2000	*24.11486*	*26.7973*	23.39634	28.35366	16.258056	20.550567	28.707153	32.231794
2001	*22.35811*	*24.16892*	20.51829	24.98171	14.733867	18.711695	25.280930	28.430353
2002	*23.39865*	*24.02703*	21.57927	25.17073	16.348435	20.106280	25.633823	28.445039
2003	*20.94595*	*22.27703*	19.80488	23.44512	14.402051	18.034212	23.786437	26.476227
2004	*18.10135*	*20.26351*	17.65244	21.84756	11.595379	15.578732	22.182659	25.209015

Le Tableau 10 récapitule les effectifs calculés à partir des régressions estimées.

4.3.4. Mesures par extrapolation

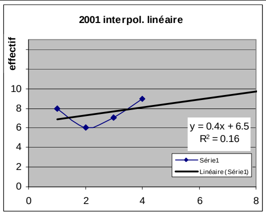
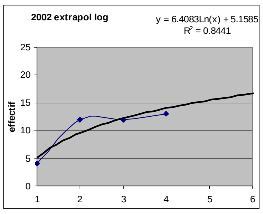
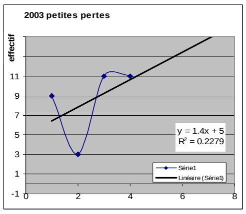
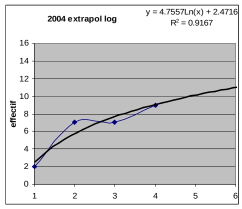
Les années où les intervalles estimés se situent au sommet de la courbe, c'est-à-dire de 2001 à 2004 uniquement, une estimation par extrapolation est calculée. En effet, ces années-là, une extrapolation peut sembler mieux adaptée qu'une interpolation. La première étape consiste à déterminer si l'extrapolation doit se faire à partir de la partie gauche ou droite de la courbe.

Tableau 11 : Intervalles de référence pour les mesures par extrapolation

	2001	**2002**	**2003**	**2004**
Moyenne	0.00135	0.00123	-0.00020	0.01778
Médiane	0.02143	0.01717	0.01845	0.02592
Observation	L'intervalle des entreprises faiblement déficitaires [-0,005 ; 0[se trouve à gauche de la moyenne et de la médiane. L'intervalle des entreprises faiblement bénéficiaires [0 ; 0,005 [englobe la moyenne et est à gauche de la médiane.		La moyenne se situe à l'intérieur de l'intervalle des entreprises faiblement déficitaires. Mais les deux intervalles étudiés se situent à gauche de la médiane, indicateur moins sensible aux valeurs extrêmes. C'est pourquoi l'extrapolation est faite à partir de la partie gauche de la courbe.	Les intervalles des entreprises faiblement déficitaires et des entreprises faiblement bénéficiaires se trouvent toutes deux à gauche de la moyenne et de la médiane.
Intervalles de référence	Dans tous les cas, l'extrapolation se fait à partir de la partie gauche de la courbe.			

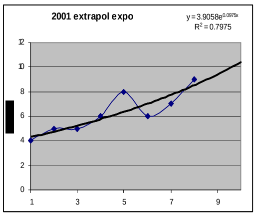
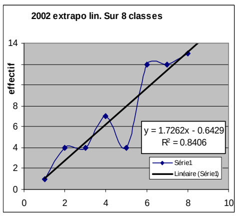
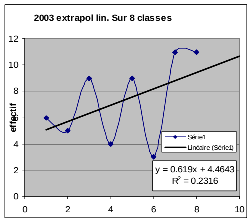
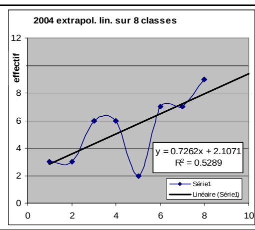
En 2003, si la situation par rapport à la moyenne avait été privilégiée, il eut fallu extrapoler l'effectif des entreprises faiblement bénéficiaires à partir de la partie droite de la courbe. La décision d'extrapoler à partir de la partie gauche, justifiée par la moindre volatilité de la médiane, présente également le mérite de conserver toujours la même démarche (toutes les extrapolations sont faites à partir de la partie gauche de la courbe). En conclusion, les extrapolations sont toujours faites à partir des quatre intervalles situés à gauche des intervalles à estimer.

Tableau 12 : Synthèse des extrapolations sur 4 intervalles

	2001	2002	2003	2004	Moyenne des R^2
Illustration graphique					
extrapolation logaritm.	y = 0.4523Ln(x) + 7.1406 R^2 = 0.0444	y = 6.4083Ln(x) + 5.1585 R^2 = 0.8441	y = 2.2136Ln(x) + 6.7413 R^2 = 0.1235	y = 4.7557Ln(x) + 2.4716 R^2 = 0.9167	0,4822
extrapolation exponent.	y = 6.532e0.0507x R^2 = 0.1408	y = 3.8431e0.3536x R^2 = 0.6553	y = 4.7001e0.1901x R^2 = 0.155	y = 1.7638e0.4512x R^2 = 0.7367	0,4220
extrapolation linéaire	y = 0.4x + 6.5 R^2 = 0.16	y = 2.7x + 3.5 R^2 = 0.691	y = 1.4x + 5 R^2 = 0.2279	y = 2.1x + 1 R^2 = 0.8243	0,4758

Hormis en 2002 et 2004, les extrapolations effectuées ont un pouvoir explicatif très faible. Cela peut s'expliquer par le petit nombre (4) d'intervalles utilisés en référence d'une part, et au fait que la volatilité de la distribution semble toujours plus élevée sur la partie gauche de la courbe (puisque les effectifs sont moins nombreux). Pour contrôler les résultats, les calculs ont été refaits en étendant la zone de référence à 8 intervalles.

Tableau 13 : Synthèse des extrapolations sur 8 intervalles

	2001	2002	2003	2004	Moyenne des R^2
Illustration graphique					
extrapolation logarithm.	y = 2.0097Ln(x) + 3.586 R2 = 0.7173	y = 5.6696Ln(x) - 0.3905 R2 = 0.7478	y = 1.7769Ln(x) + 4.8945 R2 = 0.1573	y = 2.3349Ln(x) + 2.2799 R2 = 0.4509	0,5183
extrapolation exponent.	y = 3.9058e0.0975x R2 = 0.7975	y = 1.3529e0.3117x R2 = 0.7809	y = 4.8509e0.0679x R2 = 0.1156	y = 2.6261e0.1344x R2 = 0.3818	0,5190
extrapolation linéaire	y = 0.5952x + 3.5714 R2 = 0.7631	y = 1.7262x - 0.6429 R2 = 0.8406	y = 0.619x + 4.4643 R2 = 0.2316	y = 0.7262x + 2.1071 R2 = 0.5289	0,5911

En prenant 8 intervalles de référence, le pouvoir estimatif des modèles de 2001 et 2002 s'améliore très nettement, mais les estimations de 2004 se détériorent, et celles de 2003 ne s'améliorent pas. Il est également intéressant de constater que sur 4 intervalles de référence, l'extrapolation logarithmique a le meilleur pouvoir estimatif, alors qu'en élargissant la zone de référence, c'est l'extrapolation linéaire qui devient la plus performante. Ce constat semble cohérent avec le fait que la distribution, dont on ne connaît pas la loi, n'est manifestement pas logarithmique. L'approximation logarithmique ne peut être retenue que si l'on se situe au sommet de la distribution, en postulant qu'en ce point extrême, la pente de la courbe tend vers zéro avant de s'inverser. Dès lors que l'on étend la zone de référence, on rencontre la difficulté d'estimer l'allure plus générale de la courbe.

Le Tableau 14 présente les estimations des effectifs attendus à droite et à gauche du seuil du résultat nul sur la base des deux extrapolations : logarithmique sur 4 intervalles, et linéaire sur 8 intervalles de référence.

Tableau 14 : Estimations selon les mesures par extrapolation

	Extrapolation logarithmique sur 4 intervalles		Extrapolation linéaire sur 8 intervalles	
	intervalle [-0,005 ; 0[	Intervalle [0 ; 0,005[	intervalle [-0,005 ; 0[	Intervalle [0 ; 0,005[
2001	7.8685	7.9510	8.9282	9.5234
2002	15.4722	16.6406	14.8929	16.6191
2003	10.3039	10.7075	10.0353	10.6543
2004	10.1256	10.9926	8.6429	9.3691

Les estimations réalisées à partir de l'extrapolation exponentielle n'ont pas été retenues du fait du (très relatif) moins bon pouvoir explicatif des régressions. Mais c'est avant tout une réflexion sur l'allure attendue de la courbe (« plus ou moins en cloche ») qui a motivé cette décision.

5. Résultats de l'étude

5.1. Synthèse des mesures effectuées

Les résultats de l'étude découlent de la comparaison des différentes mesures effectuées afin de savoir dans quelle mesure le choix d'un instrument a un impact sur les résultats d'une étude sur les seuils.

Toutes les mesures effectuées ont été récapitulées dans le Tableau 15 en ce qui concerne les irrégularités à gauche du seuil (intervalle [-0,005 ; 0[) et dans le Tableau 16 en ce qui concerne les irrégularités à droite du seuil (intervalle [0 ; 0,005[). En ce qui concerne les interpolations, seules celles faites en supprimant les deux intervalles supposés irréguliers de la zone de référence ont été conservées. En ce qui concerne les extrapolations, elles n'ont été faites que sur la période 2001 à 2004 ; une partie du tableau est donc blanche. Les irrégularités sont exprimées en nombre d'entreprises en surplus ou manquante (différence entre le nombre d'entreprises observées sur l'intervalle moins le nombre attendu par estimation).

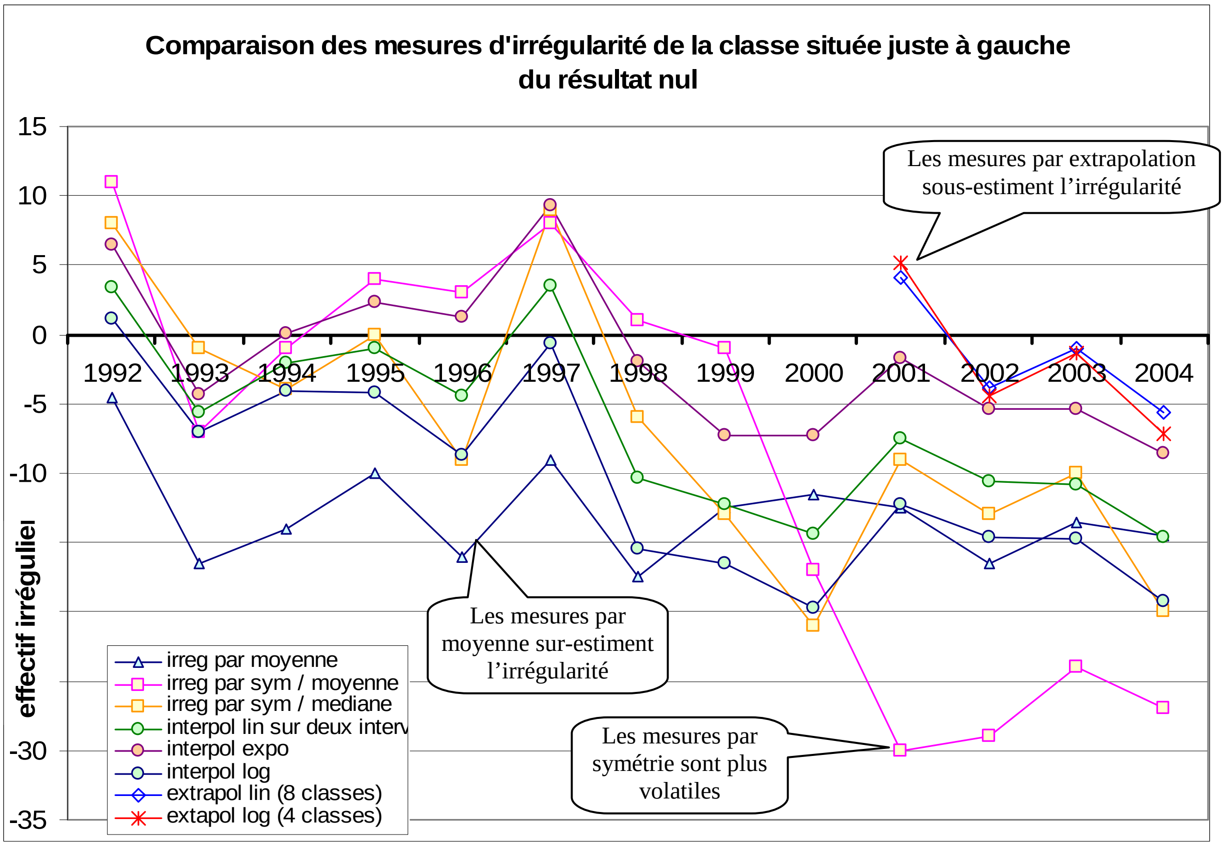
5.1.1. Mesures de l'irrégularité gauche

Tableau 15 : Mesures non paramétriques de l'irrégularité sur [-0,005 ; 0[

Famille	Moyenne	Symétrie		Extrapolation		Interpolation		
Année	Irrégularité mesurée par moyenne des intervalles adjacents	Irrégularité mesurée par symétrie par rapport à la moyenne	Irrégularité mesurée par symétrie par rapport à la médiane	Irrégularité mesurée par extrapolation logarithmique sur 4 intervalles	Irrégularité mesurée par extrapolation linéaire sur 8 intervalles	Irrégularité mesurée par interpolation linéaire (exclusion de 2 intervalles)	Irrégularité mesurée par interpolation exponentielle (exclusion de 2 intervalles)	Irrégularité mesurée par interpolation logarithmique (exclusion de 2 intervalles)
1992	-4.5	11	8			3.3536	6.4197	1.1946
1993	-16.5	-7	-1			-5.6036	-4.3664	-6.9920
1994	-14	-1	-4			-2.0426	0.1094	-4.0992
1995	-10	4	0			-1.0304	2.2892	-4.1540
1996	-16	3	-9			-4.3963	1.2901	-8.7489
1997	-9	8	9			3.5487	9.3389	-0.6631
1998	-17.5	1	-6			-10.3963	-1.9230	-15.5033
1999	-12.5	-1	-13			-12.2561	-7.2317	-16.4920
2000	-11.5	-17	-21			-14.3963	-7.2580	-19.7071
2001	-12.5	-30	-9	5.1314	4.0718	-7.5182	-1.7338	-12.2809
2002	-16.5	-29	-13	-4.4722	-3.8929	-10.5792	-5.3484	-14.6338
2003	-13.5	-24	-10	-1.3039	-1.0353	-10.8048	-5.4020	-14.7864
2004	-14.5	-27	-20	-7.1256	-5.6429	-14.6524	-8.5953	-19.1826

Pour comparer les 8 séries de mesures effectuées, les données de ce tableau sont représentées graphiquement Figure 17. C'est ce graphique qui est commenté par la suite.

Figure 17 : Représentation graphique des irrégularités mesurées sur [-0,005 ; 0[



Il apparaît graphiquement (1) d'importants écarts entre les différentes mesures, mais également (2) une certaine cohérence dans leur évolution. Les mesures par symétrie (surtout par rapport à la moyenne) sont plus volatiles. La mesure par moyenne des deux intervalles adjacents tend à majorer l'irrégularité. Les extrapolations semblent, quant à elles, minorer l'irrégularité. De manière générale, toutes les mesures révèlent des irrégularités essentiellement négatives (sous-représentation des entreprises faiblement bénéficiaires). Ce constat va dans le sens des travaux antérieurs. L'amplitude de ces irrégularités tend à augmenter au cours des 13 années de l'étude, ce qui n'avait jamais été observé auparavant en France.

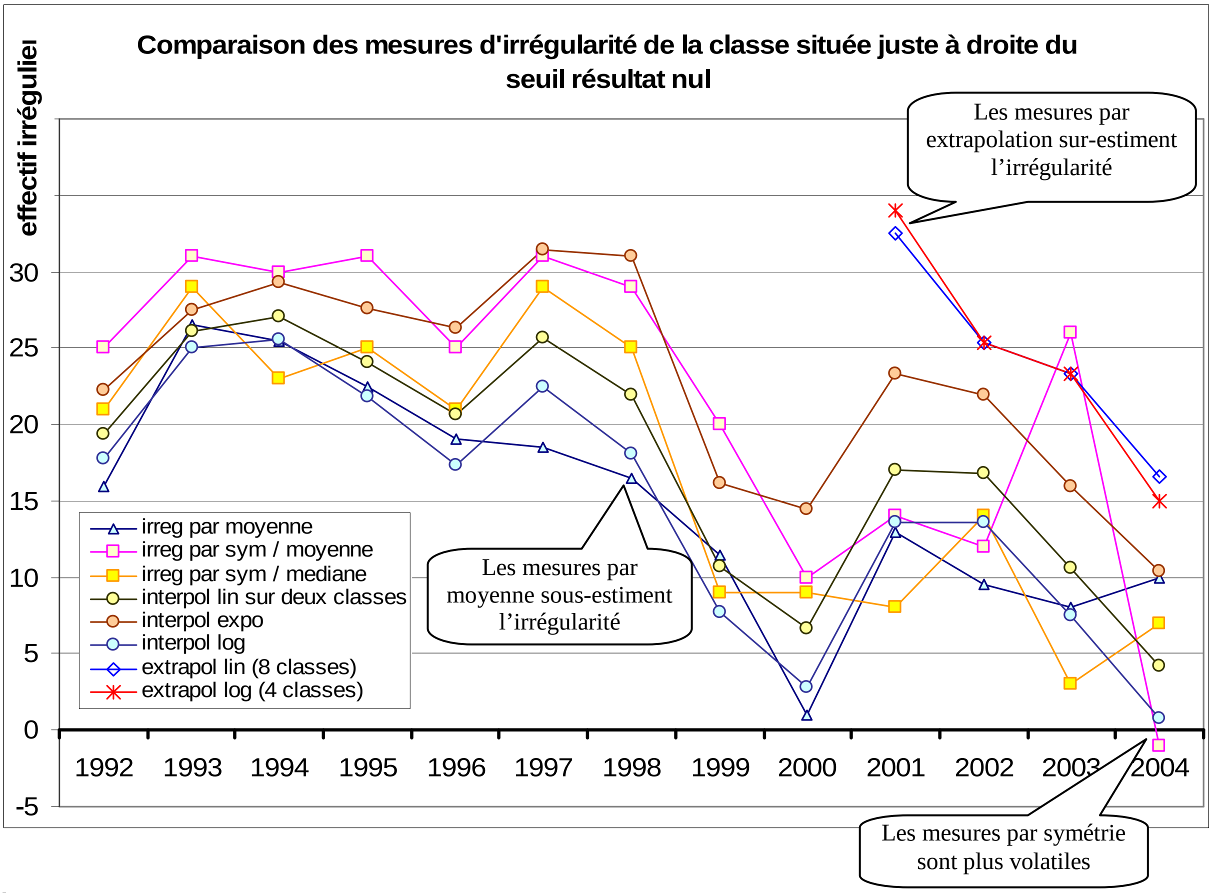
5.1.2. Mesures de l’irrégularité droite

Tableau 16 : Mesures non paramétriques de l’irrégularité droite sur [0 ; 0,005[

Famille	Moyenne	Symétrie		Extrapolation		Interpolation		
Année	Irrégularité mesurée par moyenne des intervalles adjacents	Irrégularité mesurée par symétrie par rapport à la moyenne	Irrégularité mesurée par symétrie par rapport à la médiane	Irrégularité mesurée par extrapolation logarithmique sur 4 intervalles	Irrégularité mesurée par extrapolation linéaire sur 8 intervalles	Irrégularité mesurée par interpolation linéaire	Irrégularité mesurée par interpolation exponentielle	Irrégularité mesurée par interpolation logarithmique
1992	16	25	21			19.3963	22.2891	17.7259
1993	26.5	31	29			26.1036	27.4552	25.0847
1994	25.5	30	23			27.0426	29.2848	25.5330
1995	22.5	31	25			24.0304	27.6362	21.7879
1996	19	25	21			20.6463	26.3202	17.2975
1997	18.5	31	29			25.7012	31.5013	22.4894
1998	16.5	29	25			21.8963	31.0055	18.0706
1999	11.5	20	9			10.7561	16.1750	7.7179
2000	1	10	9			6.6463	14.4494	2.7682
2001	13	14	8	34.0489	32.4766	17.0182	23.2883	13.5696
2002	9.5	12	14	25.3593	25.3809	16.8292	21.8937	13.5549
2003	8	26	3	23.2924	23.3457	10.5548	15.9657	7.5237
2004	10	-1	7	15.0073	16.6309	4.15244	10.4212	0.7909

Comme précédemment, la comparaison des 8 séries de mesures est faite à partir de leur représentation graphique de la Figure 18.

Figure 18 : Représentation graphique des irrégularités droites mesurées sur [0 ; 0,005[



À nouveau, il apparaît (1) d’importants écarts entre les différentes mesures, tout en constatant (2) une certaine cohérence dans leur évolution. Les mesures par symétrie semblent encore une fois plus volatiles. Les extrapolations conduisent cette fois à une majoration de l'irrégularité. De manière générale, toutes les mesures révèlent des irrégularités positives (sur-représentation des entreprises faiblement bénéficiaires) ce qui est conforme aux résultats antérieurs. Leur amplitude tend à diminuer au cours des 12 années de l'étude, ce qui n'avait jamais été encore observé en France.

5.2. Hiérarchisation des mesures effectuées

Les irrégularités mesurées selon 11 méthodes différentes présentent des différences importantes. Les méthodes par interpolation ne retirant qu'un intervalle ont déjà été écartées au profit des interpolations fondées sur le retrait des deux intervalles encadrant le seuil. Pour départager les 8 autres méthodes, cinq critères sont étudiés.

5.2.1. La volatilité des mesures

La volatilité des mesures d'effectifs théoriques effectuées sur les 13 années est mesurée avec chaque méthode. Une volatilité élevée est interprétée comme un indicateur de fragilité de la méthode.

Tableau 17 : Volatilité comparée des différentes mesures non paramétriques

Méthode d'estimation de l'effectif à gauche du seuil	Écart type (classement par ordre croissant)	Méthode d'estimation de l'effectif à droite du seuil	Écart type (classement par ordre croissant)
interpol expo	2.80638466	extrapol lin sur 8 intervalles	3.43322953
extrapol lin sur 8 intervalles	2.90806734	interpol expo	3.59825199
extrapol log	3.21677757	extrapol log	3.64625346
moyenne	4.19630485	interpol lin	5.31491673
interpol lin	4.2520116	interpol log	6.19856836
interpol log	5.40692247	moyenne	7.28297101
symétrie / médiane	7.29769897	symétrie / médiane	7.41187543
symétrie / MOYenne	13.4092391	symétrie / MOYenne	8.3112528

Confirmant l'analyse graphique des Figure 17 et Figure 18, il apparaît que les mesures par symétrie sont les plus volatiles. Les limites de ces méthodes ont déjà été soulignées. Ce résultat confirme l'idée que les mesures par symétrie sont peu fiables. La moyenne étant plus sensible aux valeurs extrêmes, c'est sans surprise que la symétrie par rapport à la moyenne apparaît comme étant l'indicateur le moins stable.

Les mesures par moyenne arithmétique sont également peu stables, surtout en ce qui concerne la mesure des effectifs à droite du seuil. Ce résultat est important à souligner dans la mesure où cette méthode est pourtant la plus couramment utilisée.

Parmi les mesures par interpolation, il apparaît une hiérarchie : les interpolations exponentielles sont moins volatiles, puis viennent les interpolations linéaires, et enfin les interpolations logarithmiques. Ce résultat confirme l'idée que, dans la plupart des cas, les seuils se situent dans une phase fortement croissante de la courbe, mieux ajustée par une fonction exponentielle.

En conclusion, les mesures par symétrie, et dans une moindre mesure par moyenne des intervalles adjacents semblent plus volatiles, ce qui peut être interprété comme un signe de forte dépendance méthodologique de ces mesures vis-à-vis des paramètres de calcul. Or ce sont les mesures les plus fréquemment utilisées dans la littérature. Les interpolations, exponentielles ou linéaires, apparaissent plus pertinentes.

5.2.2. La qualité de la régression

Les méthodes sont classées en fonction du R^2 de la fonction de régression utilisée pour prédire les effectifs des intervalles adjacents (présumés non irréguliers) aux intervalles estimés. Ces R^2 ont déjà été calculés dans le cadre des interpolations et extrapolations réalisées. Dans le cas des moyennes des effectifs adjacentes, il semble inutile de les calculer dans la mesure où l'équation de la droite obtenue passant par les deux effectifs encadrant l'effectif estimé ne pourra jamais être meilleure pour représenter les 8 intervalles adjacents, que la droite estimée à partir de ces 8 intervalles. Sur le critère du R^2, la méthode de la moyenne des intervalles adjacents n'est donc jamais meilleure que l'interpolation linéaire.

Tableau 18 : Qualité comparée des différentes régressions

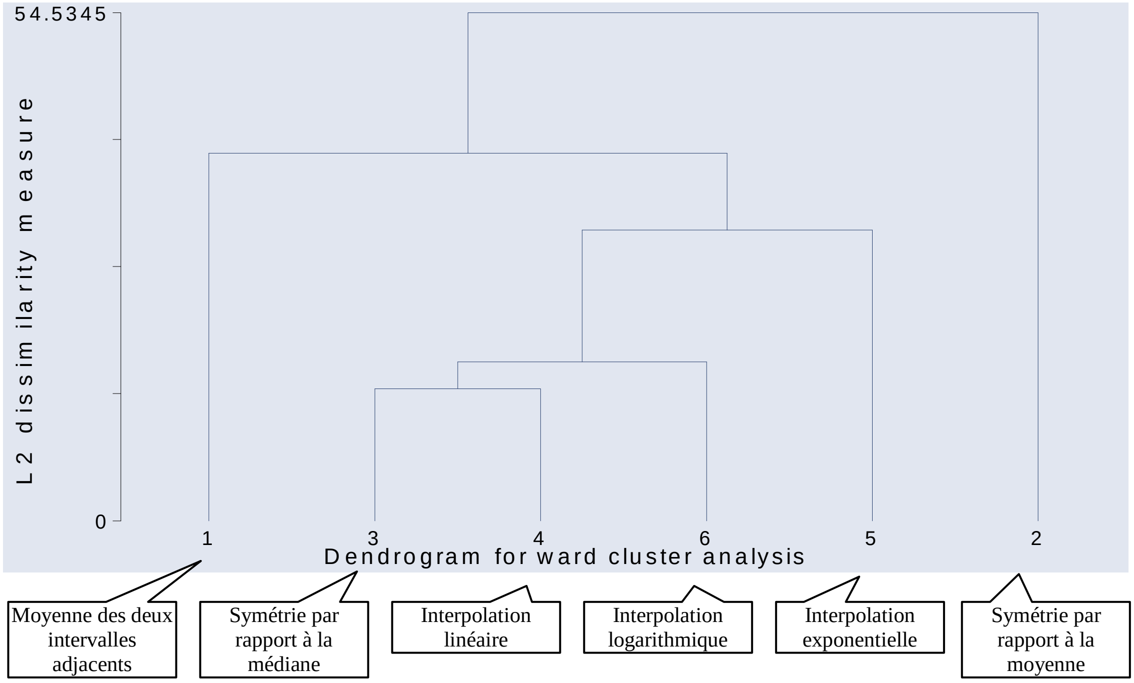
	1992	**1993**	**1994**	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**Moyenne des R^2** (classement par ordre croissant)	Écart Type
Extrapolation expo										0.140	0.655	0.155	0.736	0.421	0.318
Extrapolation lin										0.16	0.691	0.227	0.824	0.480	0.33
Extrapo log										0.044	0.844	0.123	0.916	0.482	0.461
Interpolation logarithmique	0.862	0.467	0.616	0.768	0.851	0.845	0.668	0.670	0.578	0.677	0.611	0.669	0.860	0.703	0.125
interpolation linéaire	0.882	0.528	0.695	0.903	0.880	0.89	0.727	0.789	0.659	0.784	0.574	0.706	0.953	**0.767**	**0.132**
interpolation exponent.	0.702	0.586	0.720	0.887	0.844	0.864	0.774	0.759	0.748	0.855	0.737	0.709	0.902	**0.776**	0.090

Selon ce critère, les interpolations sont naturellement plus fiables que les extrapolations (qui n'ont pas été faites sur les mêmes intervalles de référence). Ce qui est intéressant de remarquer, c'est que les interpolations exponentielles fournissent en général une meilleure estimation, suivies de près par les interpolations linéaires. Ces dernières, si elles fournissent de meilleurs R^2 certaines années, ont un écart type plus élevé, ce qui signifie que cette méthode peut être mieux adaptée certaines années, mais moins bien d'autres années. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que l'irrégularité est située en général sur la partie fortement croissante de la courbe de distribution.

5.2.3. L'analyse de classification hiérarchique

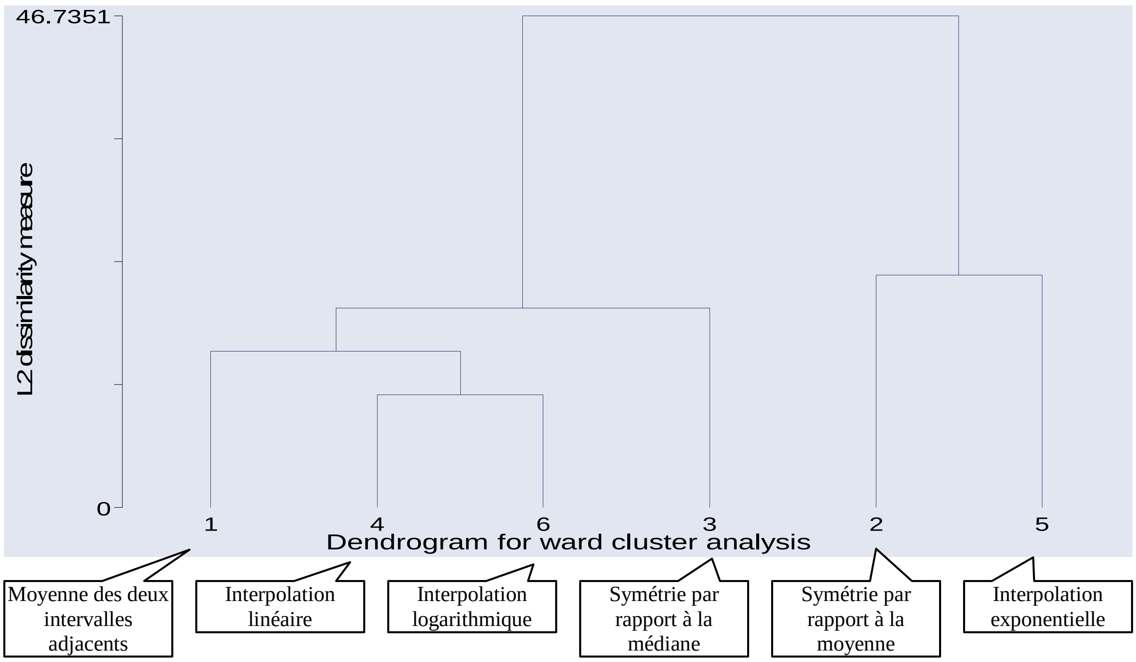
Les dendrogrammes (ou classifications hiérarchiques) des mesures des irrégularités à gauche (Figure 19), puis à droite (Figure 20), sont réalisés. Les extrapolations sont exclues de cette analyse car elles ont été effectuées sur 4 années uniquement.

Figure 19 : Classification hiérarchique des mesures non paramétriques de l’irrégularité gauche



La mesure de l’irrégularité à gauche du seuil par moyenne des deux intervalles adjacents et la mesure par symétrie par rapport à la moyenne sont les plus atypiques. Ces résultats confirment l’analyse graphique de la Figure 17. Étrangement, la mesure par symétrie par rapport à la médiane est assez proche des mesures par interpolation, et notamment de l’interpolation linéaire. Ceci n’est vrai que pour l’irrégularité à gauche du seuil. Enfin, l’interpolation exponentielle est la plus atypique. Le dendrogramme des mesures de l’irrégularité à droite est présenté (Figure 20) :

Figure 20 : Classification hiérarchique des mesures non paramétriques de l’irrégularité droite



À nouveau, il apparaît que les mesures par interpolation logarithmique et par interpolation linéaire sont les plus proches. Les mesures par symétrie occupent des positions plus éloignées. La mesure par moyenne des deux intervalles adjacents est cette fois plus proche des interpolations linéaires. Enfin, la mesure par interpolation exponentielle, qui tend à surestimer l'irrégularité (sur pondérer le sureffectif) se retrouve cette fois proche de la mesure par symétrie par rapport à la moyenne.

Ces résultats mettent en évidence les caractéristiques de chaque mesure, caractéristiques liées à l'allure générale des distributions autour du seuil résultat nul. En général, les effectifs justes inférieurs au seuil sont nettement plus faibles que les effectifs justes supérieurs. Cette irrégularité ne se restreint pas au seul intervalle jouxtant le seuil. Les effectifs à gauche étant plus faibles, il en découle que la volatilité des effectifs est plus grande.

Par ailleurs, l'interpolation exponentielle aura tendance à « creuser » l'allure de la courbe, et donc à sous-estimer les effectifs estimés alors que l'interpolation logarithmique aura l'effet inverse. La mesure par moyenne des deux intervalles adjacents tendrait à se rapprocher de l'interpolation linéaire, mais elle est beaucoup plus volatile. Les mesures par symétrie tendent à prendre comme état de référence des effectifs à droite de la distribution qui sont très volatiles puisqu'il n'y a pas de lissage sur plusieurs intervalles. Ce qui explique une volatilité plus importante. Notons que la symétrie par rapport à la moyenne apparaît toujours comme la plus atypique.

En conclusion, les mesures par symétrie peuvent être considérées comme très atypiques, alors que les mesures par interpolation, notamment linéaire et logarithmique, sont les plus homogènes.

5.2.4. La comparaison des tendances

Pour chaque série, une régression linéaire est effectuée, cette tendance est tracée. La Figure 21 présente les irrégularités à gauche du seuil.

Figure 21 : Comparaison des tendances des mesures non paramétriques (irrégularité gauche)

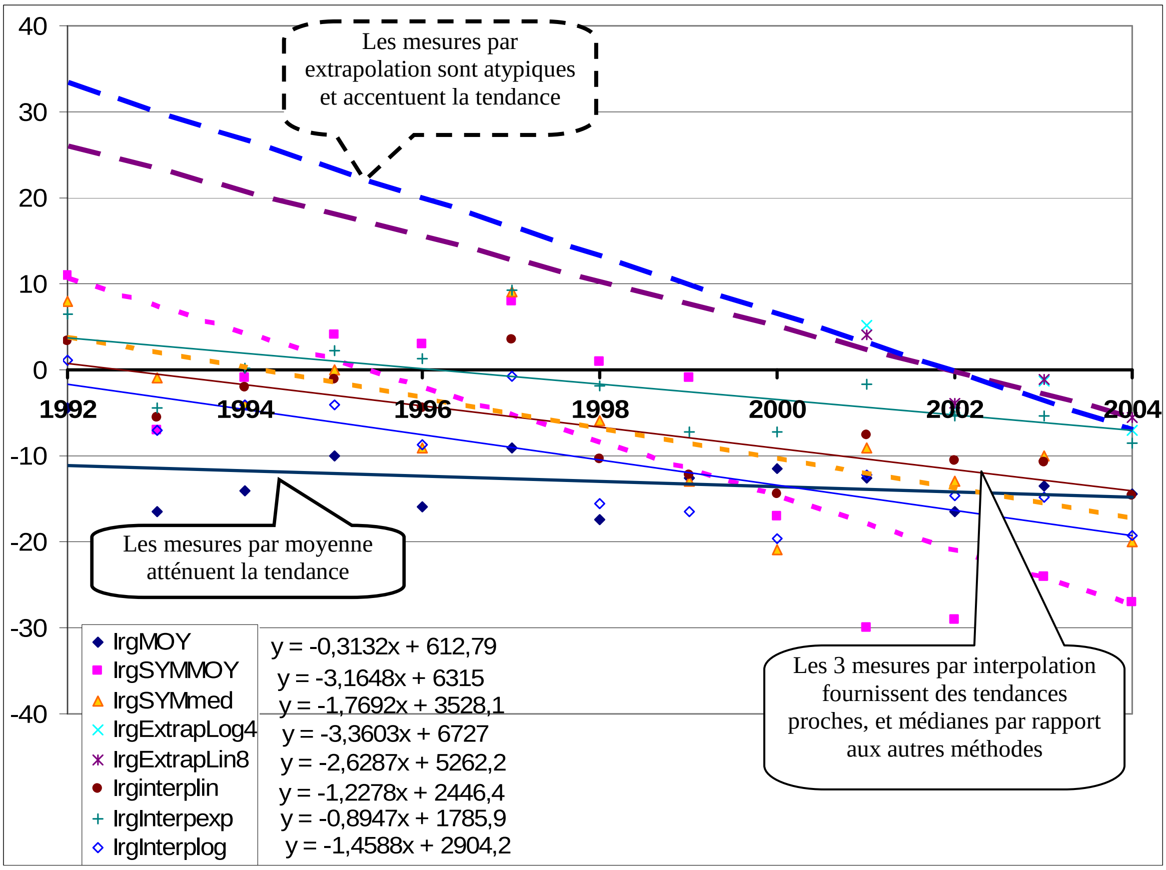


Tableau 19 : Comparaison des coefficients alpha (pente des régressions) ; irrégularité gauche

Type de mesure	Pente de la droite (classement par ordre croissant)
IrgMOY	-0.3132
IrgInterpexp	-0.8947
Irginterplin	-1.2278
IrgInterplog	-1.4588
IrgSYMmed	-1.7692
IrgExtrapLin8	-2.6287
IrgSYMMOY	-3.1648
IrgExtrapLog4	-3.3603

Il est intéressant de souligner que toutes les mesures fournissent une tendance décroissante (pente négative). Toutes les mesures tendent donc à fournir un résultat similaire sur la tendance à moyen terme des irrégularités.

Les méthodes qui fournissent les plus fortes pentes, donc qui tendent à montrer que l'irrégularité (le sous-effectif) à gauche du seuil croît fortement durant la période étudiée, sont les mesures par symétrie et par extrapolation. Les mesures par symétrie ont déjà été identifiées comme étant les plus volatiles, et les mesures par extrapolation n'ont été faites que sur 4 années au lieu de 13. Ces tendances apparaissent donc comme étant plus fragiles.

À l'inverse, la méthode qui tend à limiter la tendance, voire à la masquer, est la mesure par moyenne des deux intervalles adjacents.

Les méthodes par interpolation fournissent des mesures de tendances relativement proches, et médianes par rapport aux autres méthodes. Elles apparaissent donc, d'une certaine façon, plus fiables.

La même démarche a été menée avec les irrégularités à droite du seuil (Figure 22).

Figure 22 : Comparaison des tendances des mesures non paramétriques (irrégularité droite)

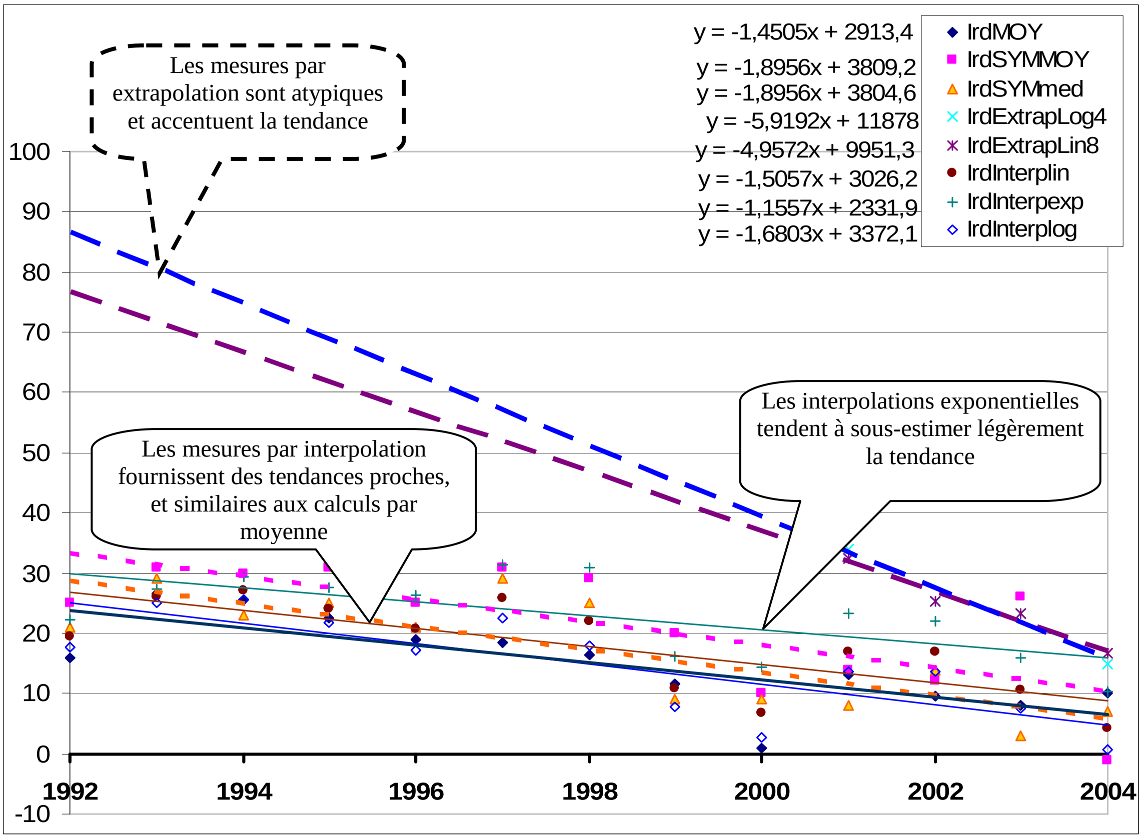


Tableau 20 : Comparaison des coefficients alpha (pente des régressions) ; irrégularité droite

Type de mesure	Pente de la courbe (classement par ordre croissant)
IrdInterpexp	-1.1557
IrdMOY	-1.4505
IrdInterplin	-1.5057
IrdInterplog	-1.6803
IrdSYMMOY	-1.8956
IrdSYMmed	-1.8956
IrdExtrapLin8	-4.9572
IrdExtrapLog4	-5.9192

En ce qui concerne l'irrégularité à droite du seuil, les conclusions sont similaires.

En conclusion, le choix de la méthode peut influencer très sensiblement les résultats de l'analyse de la tendance. Certaines méthodes sous-estiment, voire masquent une tendance que d'autres méthodes tendent à amplifier largement. Ceci étant dit, toutes les méthodes fournissent une tendance négative en ce qui concerne les deux irrégularités au cours de la période étudiée, c'est-à-dire que, tenant compte du signe de l'irrégularité, il y a une croissance de l'irrégularité à gauche et une diminution de l'irrégularité à droite. Ce constat n'a encore jamais été réalisé dans la littérature comptable. Cette double évolution tend à montrer que l'étude de chacune des irrégularités est nécessaire pour une meilleure compréhension du phénomène (Vidal 2009).

6. Conclusion : Limites des mesures d'irrégularités

L'article met en œuvre une étude méthodologique tentant de mesurer l'impact concret du choix de la méthode non paramétrique de mesure d'une irrégularité de distribution des résultats. Une présentation théorique a d'abord été menée, puis l'impact concret a été étudié à travers une étude empirique menée sur une population d'entreprises françaises cotées de 1992 à 2004. Elle conduit à formuler les constats suivants :

(1) Toutes les mesures fournissent des résultats globalement cohérents. Il est important de le souligner. Il y a des différences notables année par année, mais les tendances sur une durée de 13 ans sont similaires.

(2) Il apparaît que certaines mesures sont plus fragiles car très sensibles au choix de la largeur des intervalles ou aux aléas de la distribution, surtout si la population étudiée est de taille modeste, dans la mesure où elles ne lissent pas les calculs sur un grand nombre d'intervalles. Il s'agit des deux mesures par symétrie, et de la mesure par moyenne des deux intervalles adjacents. La fragilité de ces mesures est importante à souligner dans la mesure où ce sont pourtant les mesures les plus souvent utilisées dans la littérature comptable.

(3) À l'inverse, les mesures par interpolation, si elles fournissent des résultats plus satisfaisants, soulèvent trois séries de problèmes. (a) Si le lissage permet d'éviter la volatilité des mesures par symétrie ou par moyenne des deux intervalles adjacents, une étendue de référence trop large risque de créer une difficulté pour représenter correctement l'endroit de la courbe où l'on se situe en « aplatissant » toutes les données. (b) Ces mesures ne sont pas adaptées lorsque l'on se situe à proximité du sommet de la courbe, et les mesures par extrapolation qui théoriquement devraient prendre le relais sont délicates à mettre en œuvre dans la mesure où demeure une incertitude sur l'allure générale de la courbe. (c) Enfin, le choix entre les trois méthodes d'interpolation (comme avec les méthodes d'extrapolation) est délicat car il demande de faire une hypothèse sous jacente sur l'allure théorique de la distribution. La mesure par interpolation linéaire a tendance à être une mesure plus « moyenne », sous-estimant les deux irrégularités, alors que l'interpolation exponentielle a tendance à « creuser » l'allure de la courbe de référence, et donc à surestimer l'irrégularité à droite et sous-estimer l'irrégularité à gauche. L'interpolation logarithmique a l'effet inverse.

En conclusion, les résultats permettent de répondre aux deux questions initialement formulées. (1) Ils confirment que le choix d'une méthode influence de manière importante les résultats des mesures, et par là même les conclusions d'une étude comparant les seuils. Il semble dès lors possible de revisiter les résultats obtenus jusqu'alors par les auteurs en comptabilité qui se sont intéressés au sujet. (2) Par ailleurs, ils permettent de porter un jugement sur les différentes méthodes recensées dans la littérature. Les méthodes par symétrie ou par moyenne arithmétique simple, pourtant les plus utilisées dans la littérature, apparaissent comme étant les plus fragiles. Les mesures par interpolation apparaissent plus appropriées, et en l'absence de postulat sur l'allure attendue de la distribution, l'interpolation linéaire, qui fournit des mesures intermédiaires entre interpolation logarithmique et exponentielle, est sans doute la mesure la plus prudente.

Enfin, il est important de souligner que si les études sont si sensibles au choix de la méthode de mesure, cela est essentiellement dû à la nature non paramétrique des démarches mises en place jusqu'alors pour étudier les seuils comptables. Proposer une méthodologie de mesure paramétrique des irrégularités constituerait une contribution méthodologique substantielle (Wang et al. 2008 ; Vidal 2010). Elle permettrait en effet de s'affranchir des limites identifiées. Mais elle nécessiterait de découvrir l'allure mathématique de la courbe de distribution des résultats non manipulés des entreprises.

Bibliographie

Beaver, W. H., McNichols, M. F., Nelson, K. K. (2007). An alternative interpretation of the discontinuity in earnings distributions. *Review of Accounting Studies* 12 (4): 525-556.

Bisson, B., Dumontier, P., Janin, R. (2004). *Les entreprises non cotées manipulent-elles leurs résultats ?* 3ème colloque international : gouvernance et juricomptabilité, Montréal.

Brown, L. D. (2001). A temporal analysis of earnings surprises: Profit versus losses. *Journal of Accounting Research* 39 (2): 221-241.

Brown, L. D., Caylor, M. L. (2005). A temporal analysis of earnings management thresholds: Propensities and valuation consequences. *The Accounting Review* 80 (2): 423-440.

Burgstahler, D., Dichev, I. (1997). Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics* 24 (1): 99-126.

Burgstahler, D. C., Eames, M. J. (2003). Earnings management to avoid losses and earnings decrease: Are analysts fooled? *Contemporary Accounting Research* 20 (2): 253-294.

Coppens, L., Peek, E. (2005). An analysis of earnings management by european private firms. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation* 14 (1): 1-17.

Daske, H., Gebhardt, G., McLeay, S. (2006). The distribution of earning relative to targets in the european union. *Accounting & Business Research* 36 (3): 137-168.

Dechow, P. M., Richardson, S. A., Tuna, I. (2003). Why are earnings kinky? An examination of the earnings management explanation. *Review of Accounting Studies* 8 (2/3): 355-384.

Degeorge, F., Patel, J., Zeckhauser, R. (1999). Earnings management to exceed thresholds. *The Journal of Business* 72 (1): 1-33.

Durtschi, C., Easton, P. (2005). Earnings management ? The shapes of the frequency distributions of earnings metrics are not evidence ipso facto. *Journal of Accounting Research* 43 (4): 557-593.

Glaum, M., Lichtblau, K., Lindemann, J. (2004). The extent of earnings management in the us & germany. *Journal of International Accounting Research* 3 (2): 45-77.

Hayn, C. (1995). The information content of losses. *Journal of Accounting and Economics* 20 (2): 125-153.

Kasznik, R. (1999). On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37 (1): 57-81.

Leuz, C., Nanda, D., Wysocki, P. D. (2003). Earnings management and investor protection: An international comparison. *Journal of Financial Economics* 69 (3): 505-527.

Mard, Y. (2004). Les sociétés françaises cotées gèrent-elles leurs chiffres comptables afin d'éviter les pertes et les baisses de résultats ? *Comptabilité - Contrôle - Audit* 10 (2): 73-98.

McNichols, M. F. (2003). Discussion of "Why are earnings kinky? An examination of the earnings management explanation". *Review of Accounting Studies* 8 (2-3): 385-391.

Scott, D. W. (1992). *Multivariate density estimation.* New York: Wiley: New York: Willey.

Silverman, B. W. (1986). *Density estimation for statistics and data analysis.* CRC Press.

Vidal, O. (2008). *Gestion du résultat et seuils comptables : Impact des choix méthodologiques et proposition d'un instrument de mesure des irrégularités.* Paris: Ecole des Hautes Etudes Commerciales de Paris.

Vidal, O. (2009). *Les indicateurs d'asymétrie sont-ils pertinents pour étudier les seuils comptables ?* Congrès de l'Association Francophone de Comptabilité, Strasbourg.

Vidal, O. (2010). Gestion du résultat pour éviter de publier une perte : Les montants manipulés sont-ils marginaux ? *Comptabilité - Contrôle - Audit* 16 (3): 11-40.

Wang, Y., Chen, S. K., Lin, B.-X., Wu, L. (2008). The frequency and magnitude of earnings management in china. *Applied Economics* 40 (24): 3213-3225.